



EVALUAR

Revista Evaluar

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

2020

VOL 20 - Nº2
ISSN 1667-4545



Propiedades psicométricas del Test Cyberbullying en una muestra de adolescentes mexicanos estudiantes de bachillerato

Psychometric Properties of the Cyberbullying Test in a Sample of Mexican Adolescent High School Students

Francisco Augusto Vicente Laca-Arocena *¹, Germán Pérez-Verduzco², Alejandro César Antonio Luna-Bernal³, Eduardo Carrillo-Ramírez², Maite Garaigordobil⁴

1- Universidad de Colima, México.

2- Iniciativa Juvenil Colimense A.C., México.

3 - Universidad de Guadalajara, México.

4 - Universidad del País Vasco, España.

Recibido: 27/03/2020 Revisado: 14/04/2020 Aceptado: 25/05/2020

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Resumen

Dado el incremento de los casos de cyberbullying entre adolescentes, se vuelve evidente la necesidad de contar con un instrumento válido y confiable para evaluar la prevalencia del cyberbullying entre adolescentes mexicanos. El presente estudio se planteó como principal objetivo analizar las propiedades psicométricas del Test Cyberbullying (Garaigordobil, 2013) en una muestra de 1155 estudiantes de bachillerato provenientes de cinco establecimientos educativos del occidente de México, de entre 15 y 19 años de edad. Para analizar los datos se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio, que arrojó como resultado un ajuste satisfactorio al modelo trifactorial, acorde al instrumento original, con adecuadas cargas factoriales. Además, las tres escalas que constituyen el instrumento mostraron una adecuada consistencia interna. Los resultados del estudio se discuten en el marco de la literatura contemporánea sobre cyberbullying entre adolescentes.

Palabras clave: *bullying, violencia escolar, cyberbullying, adolescencia, evaluación*

Abstract

Due to the increasing number of cases of cyberbullying among adolescents, the need for a valid, reliable instrument to assess the prevalence of cyberbullying in Mexican adolescents has become evident. This study aimed to analyze the psychometric properties of the Cyberbullying Test (Garaigordobil, 2013) in a sample of 1155 high school students from five educational establishments in western Mexico; ages ranging from 15 to 19 years old. A confirmatory factor analysis was carried out, which resulted in a satisfactory adjustment to the three-factor model, according to the original instrument, and adequate factor loads. Moreover, the three scales that constitute the instrument showed adequate internal consistency. The results of the study are discussed in the context of contemporary literature on adolescent cyberbullying.

Key words: *school harassment, violent behaviour, cyberbullying, adolescence, assessment*

* **Correspondencia a:** Avenida Universidad #333, Col. Las víboras, México. C.P. 28040. Teléfono: 3121010482. Correo electrónico: francisco_laca@ucol.mx

Cómo citar este artículo: Laca-Arocena, F. A. V., Pérez-Verduzco, G., Luna-Bernal, A. C. A., Carrillo-Ramírez, E., & Garaigordobil, M. (2020). Propiedades psicométricas del Test Cyberbullying en una muestra de adolescentes mexicanos estudiantes de bachillerato. *Revista Evaluar*, 20(2), 01-19. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

A lo largo de la literatura, distintos autores (Borja-Villanueva et al., 2020; Garaigordobil-Landazábal, 2020; Smith, 2016) definen a los comportamientos de agresión que son intencionales, repetitivos, y que no ocurren por alguna razón en particular, y que son adoptados específicamente entre jóvenes, como *bullying*. Este anglicismo es, en su mayoría, utilizado para describir específicamente el acoso y la violencia escolar, lo que permite designar al *bullying* como un concepto específico de agresión relacional cara a cara que recibe un individuo por parte de sus pares. Este se manifiesta a través de burlas, lenguaje obsceno, peleas, conductas agresivas contra el cuerpo o las pertenencias de la víctima, entre otros actos de vandalismo con el objetivo de someter, amenazar o intimidar (Borja-Villanueva et al., 2020).

En la comunidad científica existe cierta unanimidad respecto a la conceptualización de *bullying*. Se asume que es un fenómeno de agresión intencional de uno o varios individuos sobre uno o varios de sus pares de forma repetitiva y que se mantiene a lo largo del tiempo, principalmente por el desequilibrio de poder entre el agresor y la víctima, de modo que destacan tres elementos en su definición: la intencionalidad, la reiteración y el desequilibrio de poder (Garaigordobil, 2020; Olweus, 1993; Smith, Pepler, & Rigby, 2004). Algunos autores consideran además que el *bullying* es una transgresión de índole moral, pues tanto el agresor como los observadores reconocen que representa una conducta inmoral e injusta (Ortega, 2010).

En la actualidad el *bullying* se manifiesta a través de dos vías o plataformas principales. Una es presencial, y podría considerarse la vía tradicional, y otra que se ha desarrollado en los últimos años se relaciona con el uso de dispositivos digitales (Ortega-Ruiz, Del Rey, & Casas, 2016). Esta

nueva plataforma de agresiones ha incrementado su influencia principalmente por el crecimiento y popularización de las Tecnologías de la Información y de la Comunicación (TIC), las cuales han proporcionado un nuevo medio para la ejecución de nuevas formas de *bullying*: el *cyberbullying*. Este consiste en una conducta intencionalmente agresiva que se repite a lo largo del tiempo mediante el uso –individual o por algún grupo– de dispositivos electrónicos, principalmente celulares e internet, teniendo como objetivo a una víctima que no puede defenderse fácilmente a sí misma. El *cyberbullying* es *bullying* ejecutado de forma digital, tecnológica y cibernética (Garaigordobil, 2020; Smith et al., 2008). Los ciberagresores aprovechan tanto la inmediatez como la condición de anonimato que brindan las nuevas tecnologías de la comunicación y la información para diversificar sus ataques. Entre las varias formas en que estos ejecutan conductas agresivas, destacan el enviar amenazas por mensajería instantánea (e-mail, redes sociales), así como también la publicación de información confidencial, robo de contraseñas y suplantación de identidad, manipulación de fotografías o incluso la difusión de agresiones físicas (Martínez-Monteagudo, Delgado, Inglés, & García-Fernández, 2019).

Los dos estilos de violencia escolar presentan similitudes en cuanto a que son comportamientos premeditados y repetitivos, basados en una relación asimétrica de poder/sumisión con otra persona. Sin embargo, el *cyberbullying* presenta algunas particularidades que lo diferencian de la forma presencial del *bullying*. Por ejemplo, las víctimas no pueden escapar del espacio virtual como si pudieran intentar escapar de un lugar físico. Otras particularidades son la gran amplitud de la audiencia (que teóricamente puede alcanzar a un número infinito de observadores); la duración del acoso, que puede ser permanente; la velocidad y facilidad con que se propaga por los medios

electrónicos; la dificultad para identificar la identidad de los agresores, que hace sentir a las víctimas sin capacidad de defenderse (Garaigordobil, 2015; Kowalski, Limber, & McCord, 2019). En ambos estilos de acoso se pueden identificar tres roles principales: la víctima, uno o varios agresores, y los observadores. El estudio de este último rol ha evidenciado que la pasividad y el silencio de quienes lo ocupan provoca en gran medida que las conductas anteriormente expuestas se prolonguen. Los motivos por los que estos observadores adoptan esta posición muchas veces van desde una falta de empatía con la víctima hasta el miedo de que el agresor o agresores se vuelvan contra ellos (Garaigordobil, 2020).

Independientemente de que sea o no directa, y a través de agresiones físicas o verbales, la violencia escolar entre pares es un fenómeno con graves consecuencias para las víctimas (Cava & Buelga, 2018). En el caso concreto del *cyberbullying*, los efectos negativos recaen tanto en agresores como en víctimas y observadores. Los efectos más acusados se manifiestan en las víctimas, pero todos los implicados en cualquiera de los roles tienen un mayor riesgo de sufrir desajustes sociales y patologías psicológicas a lo largo de la adolescencia y en la vida adulta (Garaigordobil, 2011, 2017). El daño emocional provocado por el *cyberbullying* es muy importante. Algunas revisiones han mostrado que: (a) las víctimas del *cyberbullying* sufren de ansiedad social, depresión, ideas de suicidio, estrés, miedo y baja autoestima, incluso en casos extremos el *cyberbullying* ha conducido al suicidio de la víctima; (b) es probable que los agresores desarrollen indiferencia moral, carencia de empatía, dificultad para obedecer reglas y aceptar límites, problemas debidos a comportamientos agresivos, así como una mayor tendencia al consumo de alcohol y otras drogas; y (c) tanto las víctimas como los agresores corren el riesgo de desarrollar problemas que persistirán en

la edad adulta (Garaigordobil, 2011; Hinduja & Patchin, 2010; Soler, Kirchner, Paretilla, & Forns, 2013).

Una variable estudiada extensamente respecto a las conductas de *cyberbullying* es su relación con la edad, la cuestión de si estas conductas iniciadas frecuentemente al comienzo de la adolescencia se incrementan, disminuyen o se mantienen estables con el paso del tiempo. Como ocurre con frecuencia en variables psicológicas, estas no siempre son unidireccionales y las investigaciones arrojan resultados contradictorios.

En cuanto a victimización, una mayoría de estudios no han encontrado diferencias en función de la edad (Bauman, 2010; Gofin & Avitour, 2012; Mark & Ratliffe, 2011; Walrave & Heirman, 2011). Otros estudios con adolescentes de 12 a 16 años han hallado una disminución del porcentaje de víctimas con la edad (Dehue, Bolman, & Völlink, 2008), mientras que, por el contrario, otras investigaciones con participantes de 7 a 18 años muestran un aumento relativo a la edad (Hinduja & Patchin, 2008; Monks, Robinson, & Worldlidge, 2012). No faltan estudios mostrando una relación curvilínea entre edad y *cyberbullying*, menos víctimas hacia los 11 años, un pico de incremento hacia los 14 y 15, con una disminución a partir de los 17 años (Sakellariou, Carroll, & Houghton, 2012). En cuanto a agresión o perpetración, la mayoría de los estudios con jóvenes de 11 a 18 años muestran que a medida que aumenta la edad se incrementa el porcentaje de agresores (Hinduja & Patchin, 2008; Walrave & Heirman, 2011), así como el nivel o gravedad de las agresiones (Bauman, 2010; Mark & Ratliffe, 2011). Nuevamente, los resultados no son todos unidireccionales y algunas investigaciones no han hallado diferencias en porcentaje de agresores en función de la edad (Monks et al., 2012; Slonje & Smith, 2008). Incluso algún estudio ha mostrado

una disminución relativa al paso de educación primaria a secundaria (Dehue et al., 2008).

Respecto a los meros observadores de escenarios de cyberbullying, no son tantos los estudios que los incluyen; algunos han observado un incremento de observadores entre los 13 y 14 años (Álvarez-García et al., 2011), que coincide con el pico de aumento de conductas de cyberbullying hacia los 14 años observado en otros estudios (Sakellariou et al., 2012). Por otra parte, aunque la autora del cuestionario aquí presentado no halló diferencias significativas en cuanto a los niveles de cibervictimización entre los tres grupos de edad comparados en el estudio (12-13, 14-15, y 16-18 años), sí se encontraron diferencias respecto al porcentaje de ciberagresores, con una mayor cantidad de conductas agresivas perpetradas mediante TIC en el grupo correspondiente a los adolescentes de 14-15 años de edad (Garaigordobil, 2015).

Las consecuencias negativas, psicológicas y sociales para todos los implicados en situaciones de cyberbullying, así como su incremento en diversos países, revelan la necesidad de medirlo sistemáticamente para detectar e intervenir en tales situaciones, que pueden tener un impacto negativo en los jóvenes (Garaigordobil, 2017). Evaluar, primero para detectar y después para monitorear los incrementos o disminuciones del problema, así como de posibles nuevas variantes de este, exige disponer de instrumentos fiables para ello. Medir el cyberbullying no es tarea sencilla, porque se dispone de pocos instrumentos válidos y confiables. Actualmente, habría dos aproximaciones a la medición del cyberbullying: (1) evaluarlo en función de los medios que se utilicen para realizarlo, preguntando por la frecuencia con que ciertas conductas de acoso se manifiestan mediante internet y sus redes sociales, correos electrónicos, teléfonos celulares, etc.; y (2) evaluarlo en función de ciertas categorías de comportamiento,

midiendo variables como la mentira, el robo de datos y claves, la humillación, etc., independientemente de los medios que se utilicen (Menesini & Nocentini, 2009).

En suma, la segunda aproximación, más que medir frecuencia de conductas de cyberbullying parecería evaluar la mayor o menor predisposición de los individuos a cometerlas. La primera constituye un conjunto de literatura donde se ha trabajado con diversas escalas que buscan medir las conductas de cyberbullying, siendo las de autoinforme las más utilizadas. Las definiciones del constructo varían según los autores, pues en algunas escalas no se utiliza de forma explícita el concepto y se emplean otros, como *acoso por internet* (Berne et al., 2013). Ante esto, conviene la búsqueda de un consenso para la medición de este fenómeno, y que con ello sea posible la comparación de resultados, así como la identificación de su prevalencia en distintos momentos y contextos. Pues como se verá enseguida, son varios los instrumentos elaborados para alcanzar este fin.

La productividad científica sobre el acoso escolar tomó un auge a inicios del siglo XXI, y a pesar del aporte al cuerpo teórico referido a esta variable, las investigaciones con instrumentos psicométricos en Latinoamérica comenzaron a aparecer recién durante la última década. Algunos de los principales esfuerzos en este sentido han sido: (a) el Cyberbullying Questionnaire (CBQ; Calvete, Orue, Estévez, Villardón, & Padilla, 2010), que fue uno de los primeros instrumentos elaborados para ello y que consta de 33 ítems que miden diversas conductas en relación a tres dimensiones que indican el grado de victimización, de perpetración y de justificación del cyberbullying; (b) el Cuestionario de Cyberbullying (CCB; Gámez-Gaudix, Villa-George, & Calvete, 2014) validado en una muestra de adolescentes mexicanos y que utiliza una escala Likert para evaluar la frecuencia con que ocurren conductas de acoso

tanto en los roles de víctima como de perpetrador; (c) la Escala de Actitudes hacia el Cyberbullying (EACB; Barlett, Helmstetter, & Gentile, 2016), conformada por 10 ítems que evalúan las actitudes frente a las características generales del *cyberbullying*, y en la que se encontró que las actitudes podían predecir la predisposición a perpetrar esta clase de conductas; (d) el Cyberbull (Arnaiz, Cerezo, Giménez, & Maquilón, 2016), que consta de 27 reactivos que evalúan conductas de ciberadicción y *cyberbullying*, y que permite identificar aspectos como la relación de los menores con las TIC, las experiencias de *bullying* del último mes, las experiencias de *cyberbullying* del último mes, las estrategias de afrontamiento ante el *cyberbullying* y los espectadores ante la violencia escolar; (e) el European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire (ECIPQ; Herrera-López, Casas, Romera, Ortega-Ruiz, & Del Rey, 2017), instrumento constituido por 22 reactivos que evalúan cibervictimización y ciberagresión, y el cual fue validado para Latinoamérica con una muestra de adolescentes colombianos después de elaborarse originalmente para su aplicación en países europeos (Del Rey et al., 2015). Para una revisión más amplia de instrumentos para evaluar *cyberbullying*, y sobre todo de aquellos elaborados antes de 2015, véase Garaigordobil (2017) o Stewart, Drescher, Maack, Ebesutani y Young (2014).

La relevancia de contar con la validación del Test Cyberbullying (Garaigordobil, 2013) en población juvenil mexicana se debe a que este es uno de los pocos instrumentos que permiten evaluar conductas de *cyberbullying* en los tres roles implicados: cibervíctimas, ciberagresores y ciberobservadores. El mayor porcentaje de prevalencia se ha identificado justamente en estos últimos (65%), lo que señala su importancia en la perpetuación de las conductas de *cyberbullying*. Además, la definición que retoma Garaigordobil (2017) considera la agresividad, intencionalidad

y frecuencia con la que ocurren las conductas de acoso, así como los medios utilizados para llevarlo a cabo. Este instrumento permite identificar la prevalencia de dichas conductas, con lo cual se puede arribar a diagnósticos para crear programas psicoeducativos dirigidos a eliminar o atenuar esta problemática.

Garaigordobil (2020) destaca que los resultados de la revisión de diversos estudios de prevalencia de *cyberbullying* en España y a nivel internacional dejan entrever un porcentaje de entre el 1% y 10% de cibervictimización grave o severa, sin embargo el porcentaje de estudiantes que sufren de *cyberbullying* aunque sea de forma ocasional supera en algunos estudios el 60%. En el caso de los ciberagresores se ha demostrado que la prevalencia oscila entre el 1% y 8%, aunque en alguno de los estudios el porcentaje de prevalencia para ciberagresores ocasionales llega a alcanzar el 70%.

En Latinoamérica, se han encontrado en países como Brasil, Colombia y Chile, porcentajes de prevalencia muy diversos, con valores de 58%, 26% y 5% respectivamente (Beltrán-Villamizar, Torrado-Duarte, & Vargas-Beltrán, 2016; Blanco-Suárez, Gordillo-Rondón, Redondo, & Luzardo, 2017; Mallmann, Saraiva de Macedo-Lisboa, & Zanatta-Calza, 2018). Por otro lado, en cuanto a la prevalencia de ciberagresores ocasionales se informa el 8% en Argentina, el 26% en Colombia y el 11% en Chile (Redondo, Luzardo-Briceño, García-Lizarazo, & Inglés, 2017; Resett & Gámez-Gaudix, 2017; Varela, Pérez, Schwaderer, Astudillo, & Lecannelier, 2014). Bolivia destaca como el único país donde se ha tomado en cuenta la prevalencia del rol de ciberobservador, y se informan valores de prevalencia del 55% (Blanco-Suárez et al., 2017).

En México se han llevado a cabo pocos estudios para examinar la prevalencia de conductas de *cyberbullying*, estando estos enfocados princi-

palmente en los roles de cibervíctima y ciberagresor. [García-Maldonado et al. \(2012\)](#) determinaron prevalencias del 3% para cibervíctimas, 2% para ciberagresores y 1% para cibervíctimas que al mismo tiempo ejecutaron el rol de ciberagresores, consecuencias como problemas para dormir y consumo de alcohol y tabaco. [Vega-López, González-Pérez y Quintero-Vega \(2013\)](#) identificaron una prevalencia de 14% para cibervíctimas, siendo la principal forma de agresión la transmisión de textos e imágenes insultantes mediante teléfonos celulares.

Por ende, y en el marco de todo lo anteriormente expuesto, el presente trabajo se planteó como objetivos: (a) analizar la estructura factorial del Test Cyberbullying ([Garaigordobil, 2017](#)), con el fin de aportar datos relacionados a la validez del instrumento en muestras de adolescentes mexicanos; (b) analizar la confiabilidad de las escalas del cuestionario (cibervictimización, ciberagresión, ciberobservación) a partir de los datos de la muestra en estudio, y (c) revisar posibles diferencias en las escalas respecto al sexo, edad y grado escolar de los estudiantes. Contar con un instrumento de tales características en el contexto mexicano permitiría realizar mediciones válidas sobre *cyberbullying*, e incluso tener la capacidad para llevar cabo estudios transculturales o comparativos.

Método

Participantes

El muestreo se hizo en dos fases. En la primera, se llevó a cabo la selección de escuelas participantes a través de un muestreo no probabilístico por conveniencia. En la segunda, se eligió aleatoriamente a un grupo de alumnos de cada grado en estudio de las distintas escuelas participantes.

La muestra estuvo compuesta por 1155 estudiantes con un rango de edad de 15 a 19 años ($M = 16.48$; $DE = 1.08$). Los participantes pertenecían a cinco establecimientos educativos del Occidente de México y estaban distribuidos en los seis grados (semestres) que comprende el nivel bachillerato en México. Para mayor claridad en el análisis, se decidió dividir la variable *grado escolar* por anualidades: primer año (semestres 1 y 2), segundo año (semestres 3 y 4) y tercer año (semestres 5 y 6). Asimismo, la variable *edad* se dividió en dos grupos: (a) 15-16 años, y (b) 17-19 años. La Tabla 1 muestra la distribución por sexo según la edad y el grado escolar.

Instrumento

El Test Cyberbullying (TCB; [Garaigordobil, 2013](#)) es un instrumento compuesto por tres escalas: a) cibervictimización, (b) ciberagresión, y (c) ciberobservación. Cada una de ellas está conformada por 15 reactivos que hacen referencia a 15 diferentes conductas de *cyberbullying* desde el rol de la cibervíctima, el ciberagresor y el ciberobservador. Así, constituye un instrumento de 45 reactivos en total que mide los comportamientos en los tres roles implicados en el *cyberbullying*.

Para su aplicación se presenta a los estudiantes una definición de *cyberbullying*, que lo presenta como una forma de *bullying* que consiste en la utilización de las nuevas Tecnologías de la Información y la Comunicación (TIC) para ejercer acoso hacia alguna persona. A continuación, se pide a los participantes responder cada uno de los tres cuestionarios indicando la frecuencia con la que han sufrido, realizado u observado las agresiones señaladas en cada reactivo durante el último año. El formato de respuesta es una escala Likert de cuatro puntos desde 0 = *Nunca*, hasta 3 = *Siempre*. Para la calificación del instrumento se

suman las respuestas a cada uno de los 15 reactivos de cada escala, con lo cual se obtienen tres puntuaciones por cada participante: cibervictimización, ciberagresión y ciberobservación.

El test fue desarrollado originalmente por Maite Garaigordobil (2013), profesora de la Universidad del País Vasco. La autora validó psicométricamente el instrumento con una muestra representativa de 3,026 estudiantes de entre 12 y 18 años. Los participantes cursaban la Enseñanza Secundaria Obligatoria (ESO) y Bachillerato, y pertenecían a escuelas públicas y privadas de tres provincias vascas de España. En el estudio se llevó a cabo un análisis de componentes principales con rotación varimax de los 45 reactivos del cuestionario, y se encontró que tres factores explicaban el 40.15% de la varianza total. Tal estructura de datos, y los resultados del análisis factorial confirmatorio para el que se obtuvieron indicadores de bondad de ajuste adecuados ($\chi^2/gl = 4.88$, Satorra–Bentler $\chi^2/gl = 1.28$, CFI = .91, GFI = .92, RMSEA = .05, SRMR = .05), permitieron ratificar la validez de constructo.

También se analizaron la validez convergente y divergente. En cuanto a la primera, se encontraron correlaciones positivas de *cibervictimización* con el uso de estrategias de resolución de conflictos agresivas, cooperativas, y pasivas; también con neuroticismo, atención y claridad emocional, conducta antisocial, y con otros desórdenes comportamentales. A su vez, se hallaron correlaciones negativas con amabilidad, autoestima, responsabilidad y ajuste social. Por su parte, la *ciberagresión* correlacionó positivamente con el uso de estrategias de resolución de conflictos agresivas, con neuroticismo, conducta antisocial y otros desórdenes comportamentales; y negativamente con empatía, amabilidad, autoestima, responsabilidad, inteligencia emocional (atención, claridad y reparación) y ajuste social (Garaigordobil, 2017).

Respecto a la validez divergente, al estudiar las diferencias entre cibervíctimas y no cibervíctimas, y entre ciberagresores y no ciberagresores, los análisis de varianza reflejaron que las cibervíctimas daban un uso significativamente mayor a las técnicas de resolución de conflicto cooperativas, agresivas y pasivas; asimismo, tenían niveles significativamente más altos de neuroticismo, conducta antisocial, problemas académico-escolares, ansiedad, timidez o retraimiento y problemas psicosomáticos; además de que poseían niveles significativamente más bajos de ajuste social, autoestima, amabilidad y responsabilidad, frente a las no cibervíctimas. Por su parte, los ciberagresores presentaron significativamente mayor uso de técnicas de resolución de conflictos agresivas y pasivas, de conducta antisocial, neuroticismo, problemas académico-escolares, y de desórdenes comportamentales y psicosomáticos; así como niveles significativamente más bajos de empatía, autoestima, amabilidad, reparación emocional, responsabilidad y ajuste social que los no ciberagresores (Garaigordobil, 2017).

En cuanto a la confiabilidad del instrumento, los índices alfa de Cronbach informados para cada una de las escalas fueron: cibervictimización = .82, ciberagresión = .91, y ciberobservación = .87 (Garaigordobil, 2017).

Finalmente, cabe mencionar que para el presente estudio se llevó a cabo un ensayo con algunos adolescentes de las instituciones seleccionadas en los que se les pedía que identificaran alguna frase difícil de entender dentro del instrumento. Al no encontrar alguna frase o ítem que no comprendieran, se decidió que no era necesario llevar a cabo modificaciones lingüísticas al instrumento.

Tabla 1

Distribución de la muestra en edad y grado, en función del sexo (N = 1155)

	Varones	Mujeres	Total
15 y 16 años	306 (26.5%)	310 (26.8%)	616 (53.3%)
17 a 19 años	249 (21.6%)	290 (25.1%)	539 (46.7%)
Primer año	228 (19.7%)	215 (18.6%)	443 (38.4%)
Segundo año	175 (15.2%)	201 (17.4%)	376 (32.6%)
Tercer año	152 (13.2%)	184 (15.9%)	336 (29.1%)
Total	555 (48.1%)	600 (51.9%)	1155 (100%)

Procedimiento

Para conseguir la autorización de la aplicación de la prueba en los distintos establecimientos, se llevó a cabo en primera instancia una entrevista con las autoridades escolares correspondientes, en la cual se expusieron los objetivos de la presente investigación y se buscó establecer el acuerdo de elaborar un diagnóstico concerniente a las conductas de *cyberbullying* que contemplan los roles de ciberagresor, cibervíctima y ciberobservador para cada uno de los establecimientos que aceptaran participar.

Las autoridades revisaron la batería de instrumentos a utilizar, así como también el contenido de los documentos de consentimiento informado que serían difundidos entre el alumnado, para dar su visto bueno a las medidas éticas que adoptamos como equipo de investigación, confirmando que el manejo de la información sería exclusivamente con fines académicos.

Posteriormente se hizo difusión de los documentos de consentimiento informado entre la población estudiantil. En estos documentos se solicitaba la firma voluntaria de los padres o tutores del alumno, siendo este uno de los principales requisitos para participar en la aplicación de los instrumentos que conforman el presente proyecto. Una vez concluido lo anterior se establecie-

ron horarios en conjunto con los coordinadores académicos para pasar a las aulas en un horario pertinente para la aplicación.

Antes de la aplicación, en cada grupo de las instituciones educativas se explicó a manera de recordatorio cuáles eran los objetivos del estudio, quiénes eran los actores e instituciones implicadas en la investigación y cuál era la forma adecuada de contestar al instrumento, con el objetivo de resolver cualquier duda que surgiera durante la prueba. En todos los casos se destacó que la participación era voluntaria y anónima y que si alguno de los estudiantes no deseaba responder el cuestionario estaba en todo su derecho de no hacerlo.

Asimismo, se mencionó que los datos serían confidenciales y que a estos se les daría un uso exclusivamente científico. Todo lo anterior es acorde a lo estipulado en los artículos 47, 48 y 49 del código de ética del psicólogo ([Sociedad Mexicana de Psicología, 2007](#)), donde se plantea que el psicólogo debe planear y conducir la investigación de forma consistente, cumpliendo con las normativas federales y estatales, así como las regulaciones y normas profesionales aplicables a la investigación con sujetos humanos. Asimismo, se han de aplicar normas reconocidas de competencia científica para reducir la posibilidad de resultados erróneos, y realizar investigación bajo el

respeto a la dignidad y al bienestar de los participantes. A su vez, la presente investigación cumple los principios éticos postulados en la Declaración de Helsinki ([The World Medical Association, 2008](#)) en relación a la responsabilidad del investigador de proteger la privacidad e integridad de los sujetos que forman parte de una investigación, informando los objetivos, métodos y datos relevantes de la misma para que sea del conocimiento de los participantes.

Análisis estadístico

Primero, a través del coeficiente alfa de Cronbach se analizó la consistencia interna de cada una de las escalas del Test Cyberbullying. Después, se revisó si existía normalidad univariante y multivariante para así elegir el método de estimación más adecuado al tipo de distribución de los datos. La normalidad se analizó gráficamente con histogramas, Q-Q plots y P-P plots, y numéricamente con los coeficientes de asimetría y de curtosis, y a través del cálculo de la distancia de Mahalanobis (D^2) en cada sujeto ([Ashcraft, 1998](#)). Luego, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) tomando como base la distribución de reactivos del instrumento original ([Garaigordobil, 2013](#)), los cuales figuraron como indicadores (variables observadas) en la especificación de un modelo de tres factores (variables latentes).

Para evaluar la calidad del modelo se siguió la recomendación de diversos autores respecto a considerar varias medidas de bondad de ajuste ([Bentler, 1990, 1992](#); [Byrne, 2010](#); [Escobedo-Portillo, Hernández-Gómez, Estebané-Ortega, & Martínez-Moreno, 2016](#); [Escurra-Mayaute & Salas-Blas, 2014](#); [Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010](#); [Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1999](#); [Hu & Bentler, 1999](#); [Ruiz, Pardo, & San](#)

[Martín, 2010](#); [Wheaton, Muthén, Alwin, & Summers, 1977](#)). Así, se decidió examinar los siguientes indicadores: chi-cuadrado relativo o chi cuadrado sobre grados de libertad (χ^2/gl), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), índice de bondad de ajuste (GFI), índice de bondad de ajuste corregido (AGFI), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de ajuste normado (NFI) e índice de bondad de ajuste de parsimonia (PGFI).

Según [Byrne \(2010\)](#), existe un buen ajuste del modelo cuando CFI, GFI y AGFI son cercanos a 1; y si RMSEA es menor o igual que .05. No obstante, hay autores que plantean que el modelo es aceptable si los valores CFI, GFI, NFI y AGFI se acercan a .90 ([Bentler, 1990, 1992](#)), y si el índice RMSEA es menor o igual que .06 ([Hu & Bentler, 1999](#)). Incluso, para [Ruiz et al. \(2010\)](#) el valor de RMSEA puede considerarse apropiado si está por debajo de .08. Finalmente, un valor χ^2/gl menor a 2 refleja excelente ajuste ([Escurra-Mayaute & Salas-Blas, 2014](#)), pero se considera aceptable siempre y cuando esté debajo de 5 ([Wheaton et al., 1977](#)).

Con el fin de identificar posibles efectos del sexo, edad y grado escolar, se hizo un análisis multivariado de la varianza (MANOVA) trifactorial con diseño de 2 x 2 x 3 (dos niveles de sexo por dos de edad, por tres de grado escolar). Todos los cálculos se realizaron con los programas estadísticos SPSS 21 y AMOS 21 ([IBM Corporation, 2012](#)).

Resultados

Antes que nada, cabe señalar que el método de estimación elegido fue el de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) debido a que no se cumplieron los supuestos de normalidad univariante y multivariante requeridos para utilizar el de mínimos cuadrados generalizados (GLS),

dado que, a un nivel de significación del 5%, la curtosis multivariante (2919.47) se alejaba significativamente de la de una normal multivariante.

Dicho esto, los resultados del análisis factorial confirmatorio se presentan en la Tabla 2. Como puede verse, todas las cargas factoriales fueron de moderadas a altas, oscilando entre .40 y .73, además de que la mayoría de los coeficientes de determinación estandarizados (r^2) resultaron aceptables en el sentido de que superaron el 20% de varianza, siendo la excepción el ítem 11 en la escala de ciberagresión, y los ítems 4, 5 y 11 en la de cibervictimización. Las tres escalas presentaron covarianzas elevadas, siendo de .58 entre ciberagresión y cibervictimización, de .57 entre esta y ciberobservación, y de .44 entre esta última y ciberagresión (Figura 1).

Tabla 2

Análisis factorial confirmatorio del Test Cyberbullying (N = 1155).

Nº	Reactivo	Carga	r^2
<i>Cibervictimización</i>			
1	¿Te han enviado mensajes ofensivos e insultantes mediante el teléfono móvil o Internet?	.55	.31
2	¿Te han hecho llamadas ofensivas e insultantes mediante el teléfono móvil o Internet?	.52	.28
3	¿Te han agredido para grabarte y colgarlo en Internet?	.44	.20
4	¿Han difundido fotos o vídeos tuyos privados o comprometidos a través del teléfono móvil o Internet?	.40	.16
5	¿Te han hecho fotos “robadas” en sitios como los vestuarios, la playa, el cuarto de baño... y las han difundido por el teléfono móvil o por Internet?	.41	.18
6	¿Has recibido llamadas anónimas con el fin de asustarte y provocarte miedo?	.53	.28

7	¿Te han chantajeado o amenazado por medio de llamadas o mensajes?	.59	.35
8	¿Te han acosado sexualmente a través del teléfono móvil o de Internet?	.57	.32
9	¿Ha firmado alguien en tu blog, haciéndose pasar por ti, haciendo comentarios difamatorios, mentiras o contando tus secretos?	.52	.27
10	¿Te han robado la contraseña para impedir que puedas acceder a tu blog o a tu correo electrónico?	.46	.21
11	¿Han modificado tus fotos o vídeos para difundirlas mediante redes sociales o páginas web (por ejemplo, YouTube) y humillarte o reírse de ti?	.41	.17
12	¿Te han acosado para intentar aislarte de tus contactos en las redes sociales?	.59	.35
13	¿Te han chantajeado, obligándote a realizar cosas que no querías a cambio de no divulgar tus cosas íntimas en la Red?	.56	.31
14	¿Te han amenazado de muerte a ti o a tu familia utilizando el teléfono móvil, las redes sociales u otro tipo de tecnología?	.59	.34
15	¿Te han difamado en Internet diciendo cosas de ti que son mentira para desprestigiarte? ¿Han difundido rumores sobre ti para hacerte daño?	.60	.36
<i>Ciberagresión</i>			
1	¿Has enviado mensajes ofensivos e insultantes mediante el teléfono móvil o Internet?	.66	.44
2	¿Has hecho llamadas ofensivas e insultantes mediante el teléfono móvil o Internet?	.59	.35
3	¿Has agredido o has provocado a alguien para darle una paliza y grabarlo y colgarlo en Internet?	.46	.21
4	¿Has difundido fotos o vídeos privados o comprometidos de alguien a través del móvil o de Internet?	.47	.22

5	¿Has hecho fotos “robadas” en sitios como los vestuarios, la playa, el cuarto de baño... y las has difundido por el teléfono móvil o por Internet?	.56	.32	2	¿Has visto hacer llamadas ofensivas e insultantes mediante el teléfono móvil o Internet?	.66	.43
6	¿Has hecho llamadas anónimas con el fin de asustar y provocar miedo?	.58	.33	3	¿Has visto agredir o dar una paliza a alguien para grabarlo y colgarlo en Internet?	.64	.41
7	¿Has chantajeado o amenazado por medio de llamadas o mensajes?	.50	.25	4	¿Has visto difundir fotos o vídeos privados o comprometidos de alguien utilizando el teléfono móvil o Internet?	.66	.44
8	¿Has acosado sexualmente a alguien a través del móvil o de Internet?	.59	.35	5	¿Has visto hacer fotos “robadas” en sitios como los vestuarios, la playa, el cuarto de baño... y las has difundido por el teléfono móvil o por Internet?	.69	.48
9	¿Has firmado en el blog de otra persona escribiendo comentarios difamatorios, mentiras o contando sus secretos?	.55	.31	6	¿Has visto hacer llamadas anónimas con el fin de asustar y provocar miedo?	.66	.43
10	¿Has robado la contraseña de alguien para impedir que pueda acceder a su blog o a su correo electrónico?	.46	.21	7	¿Has visto cómo han chantajeado o amenazado a alguien por medio de llamadas o mensajes?	.71	.51
11	¿Has modificado fotos o vídeos de alguien para difundirlas a través de las redes sociales o páginas web (por ejemplo, YouTube) y humillarle o reírte de él?	.41	.17	8	¿Has visto que algún compañero haya acosado sexualmente a otra persona a través del móvil o Internet?	.63	.39
12	¿Has acosado a alguien para intentar aislarlo de sus contactos en las redes sociales?	.57	.32	9	¿Has visto que alguien haya firmado en el blog de otras personas haciéndose pasar por ellas, con comentarios difamatorios, mentiras o contando sus secretos?	.63	.40
13	¿Has chantajeado u obligado a alguien a hacer cosas que no quería a cambio de no divulgar sus cosas íntimas en Internet?	.59	.34	10	¿Has visto que le hayan robado la contraseña a alguien para impedir que pueda acceder a su blog o a su correo electrónico?	.66	.43
14	¿Has amenazado de muerte a alguna persona o a su familia por medio del teléfono móvil, las redes sociales u otro tipo de tecnología?	.51	.26	11	¿Has visto fotos o vídeos de alguien que hayan sido modificadas para difundirlas mediante las redes sociales o páginas web (por ejemplo, YouTube) y humillarle o reírse de él?	.67	.45
15	¿Has difamado a alguien por Internet diciendo cosas sobre esa persona que son mentira para desprestigiarla? ¿Has difundido rumores sobre otros para hacerles daño?	.55	.31	12	¿Has visto cómo han acosado a alguien para intentar aislarlo de sus contactos en las redes sociales?	.73	.53
<i>Ciberobservación</i>				13	¿Has visto cómo han chantajeado u obligado a alguien a hacer cosas que no quería a cambio de no divulgar sus cosas íntimas en Internet?	.72	.51
1	¿Has visto enviar mensajes ofensivos e insultantes mediante el teléfono móvil o Internet?	.64	.40				

14	¿Has visto que hayan amenazado de muerte a alguna persona o a su familia utilizando el teléfono móvil, las redes sociales u otro tipo de tecnología?	.63	.39
15	¿Has visto que hayan difamado o difundido rumores por Internet de alguien diciendo cosas que son mentira para desprestigiarle o hacerle daño?	.66	.43

En cuanto a la bondad de ajuste del modelo puesto a prueba, los índices fueron lo suficientemente buenos para mantener la hipótesis del modelo trifactorial (GFI = .98; AGFI = .97; PGFI = .89, NFI = .97) y para establecer que la solución, además de ser adecuada para la muestra (KMO = .93), es pertinente para el conjunto de datos analizados ($p < .05$) según la prueba de esfericidad de Bartlett. Sin embargo, al utilizar como método de estimación el de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) no fue posible obtener el índice de chi-cuadrado sobre grados de libertad (χ^2/gl), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) ni el índice de ajuste comparativo (CFI).

Los índices alfa de Cronbach obtenidos para las escalas fueron .84 (cibervictimización), .86 (ciberagresión) y .92 (ciberobservación), sin que alguno de ellos mejorara significativamente al eliminar cualquiera de sus ítems. La consistencia interna del instrumento completo también resultó adecuada ($\alpha = .92$).

Las puntuaciones medias de los participantes en cada escala fueron 3.35 (DE = 4.25) en cibervictimización, 1.28 (DE = 2.84) en ciberagresión, y 7.08 (DE = 7.40) en ciberobservación. Finalmente, con la finalidad de identificar posibles diferencias por sexo, edad y grado escolar en los factores señalados se llevó a cabo un análisis multivariado de la varianza (MANOVA) trifactorial con diseño de 2x2x3 (dos niveles de sexo,

por dos de edad, por tres de grado escolar), pero no resultaron significativos (al nivel $p < .05$) los efectos de interacción ni los efectos principales de ninguna de las variables mencionadas.

Discusión

El presente estudio se planteó como objetivos específicos: (a) analizar la estructura factorial del Test Cyberbullying con el fin de aportar datos relacionados a la validez del instrumento en una muestra de adolescentes mexicanos; (b) llevar a cabo un análisis de confiabilidad de las escalas del cuestionario (cibervictimización, ciberagresión, ciberobservación) con los datos de la muestra de estudio, y (c) estudiar posibles diferencias en cada escala en función del sexo, la edad y el grado escolar.

En relación con los primeros dos objetivos, los resultados sugieren un buen ajuste a los datos del modelo trifactorial propuesto a partir del diseño original del instrumento, lo cual es congruente con el estudio en que se validó (Garaigordobil, 2017). En otras palabras, los datos han aportado evidencia a favor de la existenciade las tres dimensiones referentes a los roles implicados en el *cyberbullying*: ciberagresión, cibervictimización y ciberobservación. Asimismo, los coeficientes de consistencia interna de las tres escalas resultaron muy similares a los obtenidos para la versión original del instrumento, y presentaron incluso un mayor grado de confiabilidad en cibervictimización y ciberobservación con los estudiantes mexicanos.

Siendo estrictos en cuanto a los análisis, debemos decir que al haber estimado los índices de bondad de ajuste con el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS), y por ende no haber podido obtener todos los indicadores procurados, los resultados deben tomarse con cierta cautela,

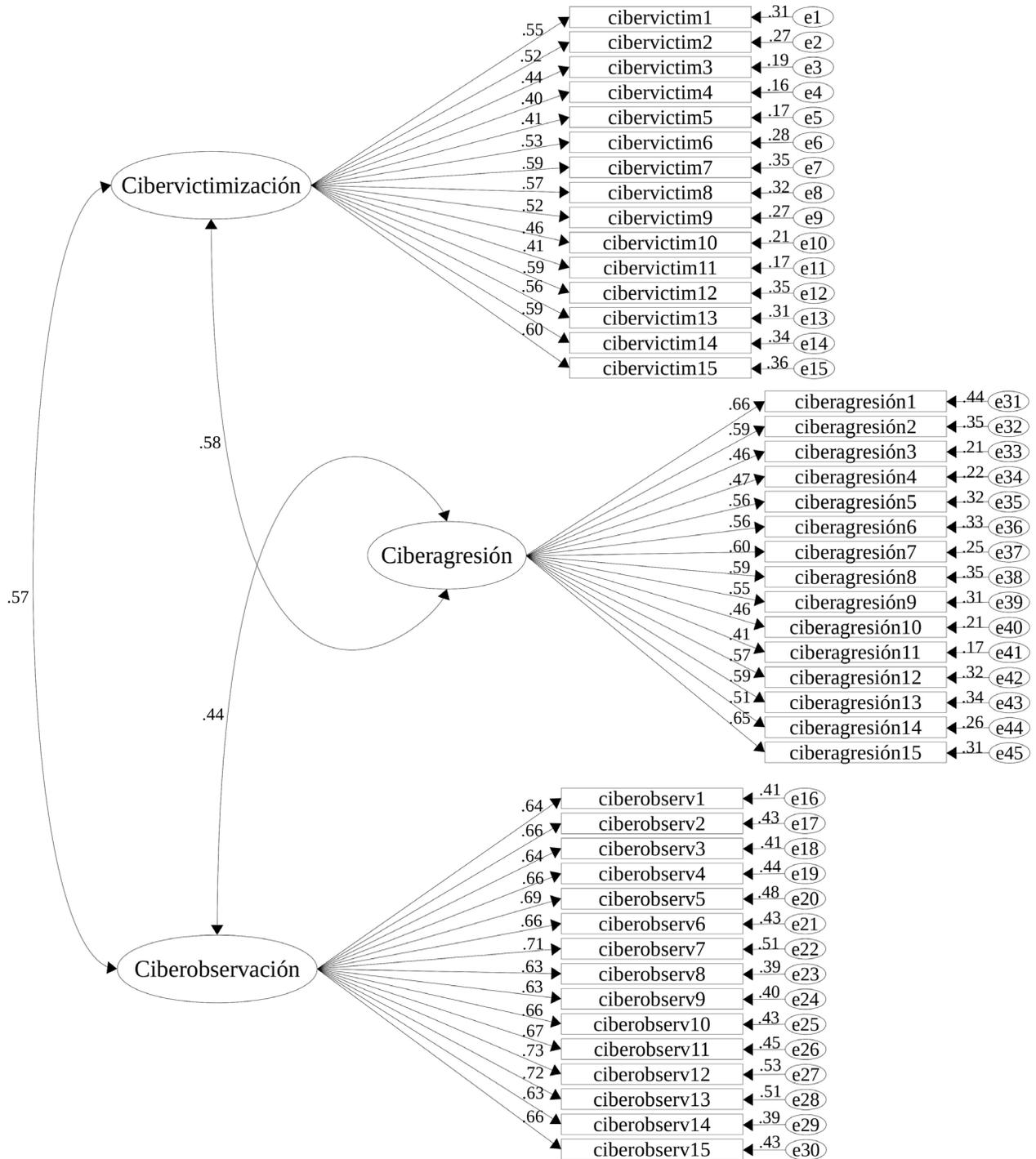


Figura 1
Modelo Trifactorial de Cyberbullying (N = 1155).

porque una de las desventajas de este método es que no brinda las estimaciones más eficientes para un vector de parámetros (Schermelleh-Engel, Moosbrugger, & Müller, 2003). Aunque estadísticamente hablando esta cuestión no resta validez al modelo que se probó, sí es un asunto que merece la pena revisar en estudios posteriores, ya que dos de los indicadores informados (GFI y AGFI) suelen ser sensibles al tamaño muestral (Sharma, Mukherjee, Kumar, & Dillon, 2005). Por ende, convendría que investigaciones con distribución de datos que presentaran normalidad univariante y multivariante aplicaran el método de estimación de mínimos cuadrados generalizados (GLS) y contrastaran sus resultados con los aquí presentados.

Un aspecto que pudo haber incidido en la asimetría de la distribución de los datos es la deseabilidad social. Este fenómeno, presente en buena parte de los instrumentos de autoinforme, pudo provocar que los datos carecieran de normalidad. La deseabilidad social es un reto que siempre afrontan las investigaciones en las que se utilizan herramientas de autoinforme. Para el caso concreto del fenómeno que aquí nos ocupa, algunos adolescentes no están dispuestos a aceptar el acoso realizado hacia sus pares. Otros, ni siquiera son conscientes de que las conductas que ejecutan día a día representan formas de acoso. Asimismo, muchos adolescentes perciben estas conductas como una especie de broma de/hacia sus compañeros. Todas estas cuestiones pueden dificultar la detección del *cyberbullying*.

No obstante, hay varios motivos por los que vale la pena seguir recurriendo a cuestionarios de autoinforme: su economía temporal (sobre todo en comparación con otras técnicas para recabar datos como la entrevista), el volumen de información que son capaces de recolectar y, quizá el principal, que brindan la oportunidad de medir constructos y estudiar variables no observables

(latentes) directamente en la población. Dichas ventajas superan con creces los riesgos de que los datos sean afectados por la deseabilidad social.

En esta investigación en particular, el citado riesgo se atendió de dos maneras: (a) recurriendo a una muestra amplia; y, (b) administrando el cuestionario de forma anónima. Además, a partir de datos del estudio seminal del instrumento utilizado, se sabe que existió una alta convergencia entre la información dada por ciberagresores, cibervíctimas y ciberobservadores, lo que evidencia que las respuestas de los adolescentes españoles no fueron muy afectadas por tal cuestión. En ese sentido, cabe señalar que otra limitación de este trabajo es justamente que no se analizó la validez convergente y divergente, aspecto que sería interesante indagar en futuras investigaciones.

Resulta innegable la creciente necesidad de contar con programas de prevención o intervención en *cyberbullying* que sensibilicen a los adolescentes respecto a la prevalencia del fenómeno y sus consecuencias. Tales programas psicoeducativos implican la realización de evaluaciones adecuadas antes, durante o después de su implementación (Garaigordobil, 2013, 2017; Zych, Ortega-Ruiz, & Marín-Lopez, 2016). Para ello se requiere de un instrumento válido y confiable, que además de contar con los estándares psicométricos mínimos de calidad para medir el constructo, permita evaluar las conductas clave para identificarlo en los tres roles involucrados, una meta para la que el Test Cyberbullying ha probado ser adecuado en el contexto mexicano. Disponer de este instrumento no solo significa contar con una herramienta más para los facilitadores o educadores que trabajan en el tema, también favorece la labor de investigadores interesados en estudiar la prevalencia del fenómeno en un escenario en particular y la de quienes deseen analizarlo en función de aspectos sociodemográficos como la edad, sexo o escolaridad, para así caracterizar a

ciberagresores, cibervíctimas y ciberobservadores (Garaigordobil, Mollo-Torrico & Larrain, 2019).

En la literatura se informa un importante número de estudios donde los instrumentos solo recopilan información de cibervíctimas y ciberagresores. En cambio, el Test Cyberbullying recaba información sobre los ciberobservadores, un rol esencial en la perpetración de las conductas de *bullying* en cualquiera de sus modalidades, ya sea por su falta de empatía o por el miedo a convertirse también en objetivo de los agresores. Incorporar al observador como objeto de estudio permite estudiar de mejor manera al fenómeno, pues así es posible enfatizar en la creación de estrategias de afrontamiento de los testigos de conductas de *cyberbullying* hacia sus pares. Por ejemplo, a quiénes les comunican las agresiones que atestiguan, cuáles son las emociones que les provocan, y sobre todo, concientizarlos sobre la importancia de erradicarlas y evitar su perpetuación (Garaigordobil, 2017).

Finalmente, en cuanto al tercer objetivo, no se encontraron diferencias significativas por sexo, edad ni grado escolar en ninguna escala del instrumento. La literatura sobre el tema incluye resultados discrepantes respecto a la posible relación entre *cyberbullying* y variables individuales como el grado escolar, el sexo o la edad (Garaigordobil, 2015; Machimbarrena & Garaigordobil, 2018; Redondo-Pacheco, Luzardo-Briecño, Inglés-Saura, & Rivas, 2018). Al revisar los estudios que analizan las conductas de *cyberbullying* en relación concreta con el sexo, existen tres grandes vertientes: (a) que la tendencia a ser víctima o víctima-agresora tiene una variación constante entre varones y mujeres; (b) que las mujeres desempeñan con mayor frecuencia el papel de ciberobservadoras; y, (c) que a pesar de que hay estudios que posicionan a los varones como los más proclives a ejecutar conductas agresoras,

en realidad no se encuentran diferencias significativas en cuanto al sexo (Garaigordobil & Aliari, 2013). Por citar una referencia en el contexto mexicano, en el estudio de Gámez-Gaudix et al. (2014) que también se realizó en adolescentes, se vio que las conductas de perpetrador eran ejecutadas en su mayoría por varones, sin que existieran diferencias significativas por género en cuanto a la victimización.

Respecto a la edad, se encuentra un panorama igual de difuso. Una característica desafortunada de los estudios de conductas de *cyberbullying* es que las muestras tienden a abarcar distintas edades, incorporando niños, adolescentes y jóvenes, aun sabiendo que esto es un factor considerable. Por ejemplo, se ha informado que las conductas violentas del *cyberbullying* aumentan conforme se llega a la adolescencia tardía y a la adultez joven (Garaigordobil, Mollo-Torrico, & Larrain, 2019), pero ello podría deberse a cuestiones ajenas a la edad, y residir en otras variables de índole más bien psicológica, como el poder o el sentido de pertenencia. Es bien sabido que la adolescencia es un periodo crítico en el que con bastante frecuencia se intenta encajar en algún grupo, lo que puede desencadenar conductas de rechazo y menosprecio hacia los estudiantes que son diferentes, lo que llevaría al agresor a sentirse superior (Álvarez-García et al., 2011).

Sería aconsejable que en futuras investigaciones se incorporaran en el análisis otras variables de relevancia teórica y práctica, tales como las relacionadas a ciertas competencias o habilidades cognitivas y emocionales (toma de decisiones, autorregulación emocional, toma de perspectiva, comunicación interpersonal, argumentación, entre otras). Esto permitiría evaluar su posible vinculación con las conductas de *cyberbullying* y sus distintos roles: cibervíctimas, ciberagresores y ciberobservadores.

Otra limitación de este trabajo es que el ran-

go de edad de los estudiantes estuvo circunscrito a la adolescencia media y tardía (de 15 a 19 años). Por tanto, se aconseja que en estudios posteriores se realicen dichos análisis y se empleen muestras de adolescentes con rangos de edad más amplios para hacer comparaciones entre distintos grupos etarios.

Referencias

- Álvarez-García, D., Nuñez-Pérez, J. C., Álvarez-Pérez, L., Dobarro-González, A., Rodríguez-Pérez, C., & González-Castro, P. (2011). Violencia a través de las tecnologías de la información y la comunicación en estudiantes de secundaria. *Anales de Psicología*, 27(1), 221-231. Recuperado de <https://revistas.um.es/analesps>
- Arnaiz, P., Cerezo, F., Giménez, A. M., & Maquilón, J. (2016). Conductas de ciberadicción y experiencias de cyberbullying entre adolescentes. *Anales de Psicología*, 32(3), 761-769. doi: 10.6018/analesps.32.3.217461
- Ashcraft, A. S. (abril, 1998). *Ways to evaluate the assumption of multivariate normality*. Trabajo presentado en el Annual Meeting of the Southwestern Psychological Association, New Orleans, LA. Resumen recuperado de ERIC Institute of Education Sciences (Número ED418095).
- Barlett, C. P., Helmstetter, K., & Gentile, D. A. (2016). The development of a new cyberbullying attitude measure. *Computers in Human Behaviour*, 64, 906-913. doi: 10.1016/j.chb.2016.08.013
- Bauman, S. (2010). Cyberbullying in a rural intermediate school: An exploratory study. *The Journal of Early Adolescence*, 30(6), 803-833. doi: 10.1177/0272431609350927
- Blanco-Suárez, M. F., Gordillo-Rondón, M. A., Redondo, J., & Luzardo, M. (2017). Estilos de crianza que inciden en la presencia de cyberbullying en un colegio público de Bucaramanga. *Revista Psicoespacios*, 11(18), 95-114. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5893101>
- Beltrán-Villamizar, Y. I., Torrado-Duarte, O. E., & Vargas-Beltrán, C. G. (2016). Prevalencia del hostigamiento escolar en las instituciones públicas de Bucaramanga-Colombia. *Revista Sophia*, 12(2), 173-186. doi: 10.18634/sophiaj.12v.2i.233
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. doi: 10.1037/0033-2909.107.2.238
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112(3), 400-404. doi: 10.1037/0033-2909.112.3.400
- Berne, S., Frisén, A., Schultze-Krumholz, A., Scheithauer, H., Naruskov, K., Luik, P. ... & Zukauskienė, R. (2013). Cyberbullying assessment instruments: A systematic review. *Aggression and Violent Behaviour*, 18(2), 320-334. doi: 10.1016/j.avb.2012.11.022
- Borja-Villanueva, C. A., Gómez-Carrión, C., Barzola-Loayza, M. G., Malca-Hernández, S., Alvarado-Muñoz, E. R., Vilchez, A. M., & Díaz-Flores, F. (2020). Análisis de la variable acoso escolar: Un aporte desde la producción científica latinoamericana. *Propósitos y Representaciones*, 8(2), 1-6. Recuperado de <http://revistas.usil.edu.pe/index.php/pyr/index>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming* (2ª ed.). Multivariate applications series. New York, NY: Taylor and Francis.
- Calvete, E., Orue, I., Estévez, A., Villardón, L., & Padilla, P. (2010). Cyberbullying in adolescents: Modalities and aggressors' profile. *Computers in Human Behavior*, 26(5), 1128-1135. doi: 10.1016/j.chb.2010.03.017
- Cava, M. J., & Buelga, S. (2018). Propiedades psicométricas de la Escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I). *Revista Evaluar*, 18(1), 40-53. doi: 10.35670/1667-4545.v18.n1.19768
- Del Rey, R., Casas, J. A., Ortega-Ruiz, R., Schultze-Krumholz, A., Scheithauer, H., Smith, P. ... Plichta, P. (2015). Structural validation and cross-cultural robustness of the European Cyberbullying Intervention

- Project Questionnaire. *Computers in Human Behavior*, 50, 141-147. doi: 10.1016/j.chb.2015.03.065
- Dehue, F., Bolman, C., & Völlink, T. (2008). Cyberbullying: Youngsters' experiences and parental perception. *Cyberpsychology and Behaviour*, 11(2), 217-223. doi: 10.1089/cpb.2007.0008
- Escobedo-Portillo, M. T., Hernández-Gómez, J. A., Estebané-Ortega, V., & Martínez-Moreno, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia y Trabajo*, 18(55), 16-22. doi: 10.4067/S0718-24492016000100004
- Escurra-Mayaute, M., & Salas-Blas, E. (2014). Construcción y validación del cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS). *LIBERABIT*, 20(1), 73-91. Recuperado de <http://ojs3.revistaliberabit.com/index.php/Liberabit/index>
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es/home>
- García-Maldonado, G., Martínez-Salazar, G. J., Saldívar-González, A. H., Sánchez-Nuncio, R., Martínez-Perales, G. M., & Barrientos-Gómez, M. C. (2012). Factores de riesgo y consecuencias del cyberbullying en un grupo de adolescentes. Asociación con bullying tradicional. *Boletín Médico del Hospital Infantil de México*, 69(6), 463-474. Recuperado de <http://www.bmhim.com/index.php>
- Gámez-Gaudix, M., Villa-George, F., & Calvete, E. (2014). Psychometric properties of the Cyberbullying Questionnaire (CBQ) among Mexican adolescents. *Violence and Victims*, 29(2), 232-247. doi: 10.1891/0886-6708.VV-D-12-00163R1
- Garaigordobil, M. (2011). Prevalencia y consecuencias del cyberbullying: Una revisión. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 11(2), 233-254. Recuperado de <https://www.ijpsy.com/index.php>
- Garaigordobil, M. (2013). *Cyberbullying. Screening de acoso entre iguales*. Madrid, España: TEA.
- Garaigordobil, M. (2015). Cyberbullying en adolescentes y jóvenes del País Vasco: Cambios con la edad. *Anales de Psicología*, 31(3), 1069-1076. doi: 10.6018/analesps.31.3.179151
- Garaigordobil, M. (2017). Psychometric properties of the Cyberbullying Test, a screening instrument to measure cybervictimization, cyberaggression, and cyberobservation. *Journal of Interpersonal Violence*, 32(23), 3556-3576. doi: 10.1177/0886260515600165
- Garaigordobil, M. (2020). Bullying y cyberbullying: Análisis, evaluación, prevención e intervención. En FO-CAD Formación Continuada a Distancia. Edición nº 41. Enero-Marzo. Segunda edición actualizada (pp. 1-54). Madrid: Consejo General de Colegios Oficiales de Psicólogos. ISSN: 1989-3906.
- Garaigordobil, M., & Aliri, J. (2013). Ciberacoso ("cyberbullying") en el País Vasco: Diferencias de sexo en víctimas, agresores y observadores. *Behavioral Psychology*, 21(3), 461-474. Recuperado de <https://www.behavioralpsycho.com>
- Garaigordobil, M., Mollo-Torrico, J. P., & Larrain, E. (2019). Prevalencia de bullying y cyberbullying en Latinoamérica: Una revisión. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 11(3), 1-18. Recuperado de <https://reviberopsicologia.iberu.edu.co/index>
- Gofin, R., & Avitzour, M. (2012). Traditional versus internet bullying in junior high school students. *Maternal and Child Health Journal*, 16(8), 1625-1635. doi: 10.1007/s10995-012-0989-8
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1999). *Análisis multivariante* (5ª ed., Trad. E. Prentice & D. Cano). Madrid, España: Prentice Hall Iberia.
- Herrera-López, M., Casas, J. A., Romera, E. M., Ortega-Ruiz, R., & Del Rey, R. (2017). Validation of the European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire for Colombian adolescents. *Cyberpsychology, Behaviour, and Social Networking*, 20(2), 117-125. doi: 10.1089/cyber.2016.0414
- Hinduja, S., & Patchin, J. W. (2008). Cyberbullying: An exploratory analysis of factors related to offending

- and victimization. *Deviant Behavior*, 29(2), 129-156. doi: 10.1080/01639620701457816
- Hinduja, S., & Patchin, J. W. (2010). Bullying, cyberbullying, and suicide. *Archives of Suicide Research*, 14(3), 206-221. doi: 10.1080/13811118.2010.494133
- 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. doi: 10.1080/10705519909540118
- IBM Corporation. (2012). IBM SPSS Statistics for Windows (Version 21.0) [Software de cómputo]. Armonk, NY: IBM.
- Kowalski, R. M., Limber, S. P., & McCord, A. (2019). A developmental approach to cyberbullying: Prevalence and protective factors. *Aggression and Violent Behaviour*, 45, 20-32. doi: 10.1016/j.avb.2018.02.009
- Machimbarrena, J. M., & Garaigordobil, M. (2018). Bullying y cyberbullying: Diferencias en función del sexo en estudiantes de quinto y sexto curso de educación primaria. *Suma Psicológica*, 25(2), 102-112. doi: 10.14349/sumapsi.2018.v25.n2.2
- Mallmann, C. L., Saraiva de Macedo-Lisboa, C., & Zanatta-Calza, T. (2018). Cyberbullying e estratégias de coping em adolescentes do sul do Brasil. *Acta Colombiana de Psicología*, 21(1), 13-22. doi: 10.14718/ACP.2018.21.1.2
- Mark, L., & Ratliffe, K. T. (2011). Cyber worlds: New playgrounds for bullying. *Computer in the Schools*, 28(2), 92-116. doi: 10.1080/07380569.2011.575753
- Martínez-Monteaudo, M. C., Delgado, B., Inglés, C. J., & García-Fernández, J. M. (2019). Cyberbullying in the university setting. Relationship with a family environment and emotional intelligence. *Computers in Human Behaviour*, 91, 220-225. doi: 10.1016/j.chb.2018.10.002
- Menesini, E., & Nocentini, A. (2009). Cyberbullying definition and measurement: Some critical considerations. *Journal of Psychology*, 217(4), 230-232. doi: 10.1027/0044-3409.217.4.230
- Monks, C. P., Robinson, S., & Worlidge, P. (2012). The emergence of cyberbullying: A survey of primary school pupil's perceptions and experiences. *School Psychology International*, 33(5), 477-491. doi: 10.1177/0143034312445242
- Olweus, D. (1993). *Bullying at School: What we know and what we can do*. Malden, MA: Blackwell.
- Ortega, R. (Coord.). (2010). *Agresividad injustificada, bullying y violencia escolar*. Madrid, España: Alianza.
- Ortega-Ruiz, R., Del Rey, R., & Casas, J. A. (2016). Evaluar el bullying y el cyberbullying validación española del EBIP-Q y del ECIP-Q. *Psicología Educativa*, 22(1), 71-79. doi: 10.1016/j.pse.2016.01.004
- Redondo, J., Luzardo-Briceño, M., García-Lizarazo, K. L., & Inglés, C. J. (2017). Impacto psicológico del cyberbullying en estudiantes universitarios: Un estudio exploratorio. *Revista Colombiana de Ciencias Sociales*, 8(2), 458-478. doi: 10.21501/22161201.2061
- Redondo-Pacheco, J., Luzardo-Briceño, M., Inglés-Saura, C. J., & Rivas, E. (2018). Ciberacoso en una muestra de adolescentes de instituciones educativas de Bucaramanga. *Psychologia*, 12(1), 35-44. doi: 10.21500/19002386.3366
- Resett, S., & Gámez-Gaudix, M. (2017). Traditional bullying and cyberbullying: Differences in emotional problems, and personality. Are cyberbullies more Machiavellians? *Journal of Adolescence*, 61, 113-116. doi: 10.1016/j.adolescence.2017.09.013
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. Recuperado de <http://www.papeles-delpsicologo.es>
- Sakellariou, T., Carroll, A., & Houghton, S. (2012). Rates of cyber victimization and bullying among male Australian primary and high school students. *School Psychology International*, 33(5), 533-549. doi: 10.1177/0143034311430374
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research*

- Online, 8(2), 23-74. Recuperado de <https://www.dgps.de/fachgruppen/methoden/mpr-online>
- Sharma, S., Mukherjee, S., Kumar, A., & Dillon, W. R. (2005). A simulation study to investigate the use of cutoff values for assessing model fit in covariance structure models. *Journal of Business Research*, 58(7), 935-943. doi: 10.1016/j.jbusres.2003.10.007
- Slonje, R., & Smith, P. K. (2008). Cyberbullying: Another main type of bullying? *Scandinavian Journal of Psychology*, 49(2), 147-154. doi: 10.1111/j.1467-9450.2007.00611.x
- Smith, P. K. (2016). Bullying: Definition, types, causes, consequences and intervention. *Social and Personality Psychology Compass*, 10(9), 519-532. doi: 10.1111/spc3.12266
- Smith, P. K., Mahdavi, J., Carvalho, M., Fisher, S., Russell, S., & Tippett, N. (2008). Cyberbullying: Its nature and impact in secondary school pupils. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 49(4), 376-385. doi: 10.1111/j.1469-7610.2007.01846.x
- Smith, P. K., Pepler, D., & Rigby, K. (2004). *Bullying in Schools: How successful can interventions be?* Cambridge, Reino Unido: Cambridge University. doi: 10.1017/cbo9780511584466
- Soler, L., Kirchner, T., Paretilla, C. & Forns, M. (2013). Impact of poly-victimization on mental health: The mediator and/or moderator role of self-esteem. *Journal of Interpersonal Violence*, 28(13), 26956-2712. doi: 10.1177/0886260513487989
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2007). *Código ético del psicólogo* (4ª ed.). México: Trillas.
- Stewart, R. W., Drescher, C. F., Maack, D. J., Ebesutani, C., & Young, J. (2014). The development and psychometric investigation of the Cyberbullying Scale. *Journal of Interpersonal Violence*, 29(12), 2218-2238. doi: 10.1177/0886260513517552
- The World Medical Association. (2008). *Declaration of Helsinki. Ethical Principles for Medical Research Involving Human Subjects*. Con modificaciones de la 59ª Asamblea General, Seoul, Korea. Recuperado de <https://www.wma.net>
- Varela-T., J., Pérez, J. C., Schwaderer-Z., H., Astudillo, J., & Lecannelier-A., F. (2014). Caracterización de cyberbullying en el gran Santiago de Chile, en el año 2010. *Revista Psicología Escolar E Educativa*, 18(2), 347-354. doi: 10.1590/2175-3539/2014/0182794
- Vega-López, M. G., González-Pérez, G. J., & Quintero-Vega, P. P. (2013). Ciberacoso: Victimización de alumnos en escuelas secundarias públicas de Tlaquepaque, Jalisco, México. *Revista de Educación y Desarrollo*, 25(abril-junio), 13-20. Recuperado de http://www.cucs.udg.mx/revistas/edu_desarrollo/index.php
- Walrave, M., & Heirman, W. (2011). Cyberbullying: Predicting victimisation and perpetration. *Children & Society*, 25(1), 59-72. doi: 10.1111/j.1099-0860.2009.00260.x
- Wheaton, B., Muthén, B., Alwin, D. F., & Summers, G. F. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. *Sociological Methodology*, 8, 84-136. doi: 10.2307/270754
- Zych, I., Ortega-Ruiz, R., & Marín-López, I. (2016). Cyberbullying: A systematic review of research, its prevalence and assessment issues in Spanish studies. *Psicología Educativa*, 22(1), 5-18. doi: 10.1016/j.pse.2016.03.002

Escala de Adaptación Psicológica al Asesoramiento Genético (EAP-AG): validación de una versión en español para padres

Psychological Adaptation Scale to Genetic Counseling: Validation of a Spanish Version for Parents

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Natalia Vázquez^{1,2*}, Javiera Ortega^{1,3}, Kevin Scavone¹,
Virginia Corina Samaniego¹, Claudia Arberas⁴

1 - Centro de Investigaciones en Psicología y Psicopedagogía, Facultad de Psicología y Psicopedagogía, Pontificia Universidad Católica Argentina.

2 - Psicología aplicada a personas con enfermedades poco frecuentes (Paepof).

3 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas CONICET.

4 - Sección de Genética Médica, Hospital de niños "Dr. Ricardo Gutiérrez".

Recibido: 08/04/2020 Revisado: 02/05/2020 Aceptado: 17/06/2020

Resumen

El objetivo de este trabajo es presentar la validación de un instrumento para medir en los padres la adaptación psicológica a una enfermedad o riesgo genético en sus hijos: Escala de Adaptación Psicológica al Asesoramiento Genético (EAP-AG). Se realizó un estudio metodológico, con una muestra de 203 casos. La validez de constructo fue estudiada mediante un análisis paralelo y un análisis factorial exploratorio. La significación del test de esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{(105)} = 1928.4; p < .001$) fue significativa y el índice de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) indicó una adecuación de .87. Se obtuvo un único factor que explicó el 45% de la varianza. La confiabilidad fue estudiada mediante el coeficiente alfa de Cronbach y se encontró un valor alto de consistencia interna $\alpha = .915$. El presente estudio ofrece el primer instrumento en español válido y confiable para medir en los padres la adaptación psicológica a la enfermedad o riesgo genético en sus hijos.

Palabras clave: validación, propiedades psicométricas, adaptación psicológica, asesoramiento genético

Summary

The objective of this work is to present the validation of an instrument to measure the psychological adaptation in parents to a disease or genetic risk in their children: Psychological Adaptation Scale to Genetic Counseling. A methodological study was carried out, with a sample of 203 cases. Construct validity was studied by a parallel analysis and an exploratory factor analysis. The significance of the Bartlett sphericity test ($\chi^2_{(105)} = 1928.4; p < .001$) was significant and the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) sample adequacy index indicated an adequacy of .87. A single factor was obtained that explained 45% of the variance. Reliability was studied using the Cronbach's alpha coefficient, finding a high value of internal consistency $\alpha = .915$. The present study offers the first valid and reliable instrument in Spanish to measure, in parents, their psychological adaptation to a disease or genetic risk in their children.

Keywords: validation, psychometric properties, psychological adaptation, genetic counselling

*Correspondencia a: Natalia Vázquez. Av. Alicia Moreau de Justo 1300, C1107AAZ, Buenos Aires, Argentina 4349-0200 (int. 1107).

E-mail: natalia_vazquez@uca.edu.ar

Nota de autor: Esta investigación fue realizada en el marco de una Beca Postdoctoral de CONICET otorgada a la Dra. Natalia Vázquez. **Agradecimiento:** Se agradece a los Profesionales de la Sección de Genética Médica del Hospital de Niños Dr. Ricardo Gutiérrez, que brindaron su espacio y tiempo para el desarrollo de la investigación. A todos los padres y madres que generosa y desinteresadamente han participado del estudio.

Cómo citar este artículo: Vázquez, N., Ortega, J., Scavone, K., Samaniego, V. C., & Arberas, C. (2020). Escala de Adaptación Psicológica al Asesoramiento Genético (EAP-AG): validación de una versión en español para padres. *Revista Evaluar*, 20(2), 20-34.

Introducción

Es innegable que los niños diagnosticados con una enfermedad genética, y sus familias, merecen tener el apoyo psicológico necesario para que se puedan adaptar de la mejor manera a la situación. Sin embargo en Argentina, como en otras regiones de Latinoamérica, son escasos los estudios que miden el impacto psicológico que ocasionan las enfermedades genéticas a nivel familiar, y que diseñan programas o estrategias de intervención para contenerlo. Esto se debe, en parte, a la falta de instrumentos validados en español para medir la adaptación psicológica al diagnóstico o riesgo genético.

Las enfermedades genéticas varían en cuanto a su presentación clínica, morbilidad, mortalidad, prevalencia y oportunidades terapéuticas. Sin embargo, todas pueden generar un impacto psicológico a nivel familiar debido a las posibles dificultades en el logro del diagnóstico, a los constantes controles médicos, a los tratamientos exigentes y demandantes, y a la incertidumbre sobre la evolución de la enfermedad que se presentan en muchas ocasiones.

Desde la presunción hasta que el individuo recibe un diagnóstico específico de enfermedad genética, transcurre un proceso que pone en alerta tanto la salud del probando como la de su familia y entorno cercano. Si bien algunas familias logran manejar el estrés que provoca el proceso de recibir este diagnóstico, otras no logran adaptarse tan fácilmente. Por lo tanto, este factor se convierte en un estresor grave que puede provocar ansiedad, depresión y desesperanza ante la pérdida del control de la situación (Biesecker, 2010; Biesecker & Peters, 2001; Dinc & Terzioglu, 2006; Kessler, Kessler, Ward, & Opitz, 1984; McAllister et al., 2008; Middleton, Hall, & Patch, 2015; Middleton et al., 2014; Shiloh et al., 2014).

En esta línea, distintos autores introdujeron

el término *adaptación* para referirse al proceso, que puede ser o no saludable, que la persona lleva a cabo, para hacer frente y ajustarse a vivir con esa enfermedad (Casier et al., 2013; Eiser, 1990; Shiloh, 1996).

Dado el marco del presente trabajo se utilizará la conceptualización realizada por Biesecker y Erby (2008) y Biesecker et al. (2013), quienes definen a la adaptación como un proceso y a su vez, un resultado. Es decir, se da con el tiempo y varía según los distintos momentos de la vida, el tiempo transcurrido desde el diagnóstico, el apoyo familiar y social, y las posibilidades de acceder a un proceso terapéutico. La adaptación psicológica es un constructo dinámico y multidimensional, capaz de abarcar tanto los aspectos emocionales como cognitivos del afrontamiento (Austin, Semaka, & Hadjipavlou, 2014; Biesecker et al., 2013).

La escala Psychological Adaptation Scale (PAS; Biesecker et al., 2013) fue diseñada para evaluar en qué medida una familia se encuentra adaptada psicológicamente a una enfermedad genética o al riesgo genético de desarrollarla o transmitirla (Biesecker & Erby, 2008). Los autores de la PAS plantean que la escala tiene cuatro dimensiones: afrontamiento eficaz, autoestima, integración social y bienestar espiritual/existencial. No realizan un desarrollo exhaustivo de cada una, pero, explicitan que la selección de los ítems para los dominios de afrontamiento, integración social y bienestar espiritual/existencial se obtuvieron del banco de ítems *Patient-Reported Outcomes Measurement Information System* (PROMIS) para medir el impacto psicológico de una enfermedad. Los ítems del dominio autoestima fueron adaptados de la Escala de Autoestima de Rosenberg (Austin et al., 2014; Biesecker & Erby, 2008; Biesecker et al., 2013). También se refieren al modelo transaccional de afrontamiento del estrés de Lazarus y Folkman y a la teoría sobre

la adaptación cognitiva de Taylor (Biesecker et al., 2013). La dimensión de afrontamiento es considerada un mediador de la adaptación en ambos modelos (Lazarus & Folkman, 1984; Taylor, 1983), mientras que la recuperación de la autoestima, la búsqueda de sentido que lleva al bienestar existencial, y la reincorporación en la vida social se destacan en la teoría de Taylor por el rol fundamental que cumplen en la adaptación (Taylor, 1983). Sin embargo, debe señalarse como limitación que las cuatro dimensiones sugeridas por Biesecker et al. (2013) surgen de un análisis factorial confirmatorio (AFC), que no fue precedido por un análisis factorial exploratorio (AFE) de los ítems del instrumento. Los estudios que ponen a prueba la dimensionalidad de los instrumentos utilizan de manera privilegiada el procedimiento de análisis paralelo (AP) y AFE para determinar el número de factores (Auné & Attorresi, 2017; De la Iglesia, Ongarato, & Fernández-Liporace, 2010; Dominguez-Lara, & Navarro-Loli, 2018).

Se ha realizado una búsqueda de antecedentes donde fue empleada la PAS (Biesecker et al., 2013) y surgen algunas consideraciones importantes (Berrios, Chakravarti, & Biesecker, 2019; Edwards et al., 2018; Griesemer et al., 2019; Kortlever et al., 2019; Lamb et al., 2016; Park et al., 2016; Peay, Rosenstein, & Biesecker, 2013; Peay, Rosenstein, & Biesecker, 2014; Peay et al., 2016; Shapira et al., 2018; Truitt, Biesecker, Capone, Bailey, & Erby, 2012; Turiff, Levy, & Biesecker, 2015; Yanes, Humphreys, McInerney-Leo, & Biesecker, 2016; Yopp et al., 2019). Hasta el momento, no se han encontrado estudios en que se haya utilizado la PAS (Biesecker et al., 2013) y se haya realizado un estudio acabado de sus propiedades psicométricas. En ninguno de los casos verificados se ha evaluado algún otro método de validez del instrumento, a excepción del estudio original, y en pocos casos se ha analizado su confiabilidad (Ver Tabla 1). Otro aspecto

que llama la atención es el uso de la versión de la PAS de 20 ítems, pese a que Biesecker propone claramente la eliminación de 5 ítems luego de su AFC (Biesecker et al., 2013). Con respecto a los ámbitos de aplicación de la escala, esta fue originalmente creada para evaluar la adaptación psicológica dentro de un marco de asesoramiento genético para padres de niños con una condición genética como síndrome de Klinefelter, síndrome de Rett, distrofia muscular de Duchenne o trastorno del espectro autista. Sin embargo, la PAS (Biesecker et al., 2013) también ha sido utilizada con poblaciones no relativas al ámbito genético, destacando su uso con padres viudos y con personas con trastornos del estado del ánimo (considerando que atraviesan un proceso de adaptación psicológica). No obstante, su uso en estos nuevos ámbitos no ha venido acompañado de procedimientos de validación adecuados (ver Tabla 1).

Más allá de las limitaciones advertidas a nivel psicométrico, contar con un instrumento como este para medir la adaptación psicológica en la Argentina sería de gran valor. En términos de la investigación y el desarrollo de intervenciones psico-educativas, disponer de un instrumento en español para ser aplicado en ámbitos de asesoramiento genético sería de gran utilidad. Por ello, se decidió validar una versión en español para padres de la PAS (Biesecker et al., 2013), la Escala de Adaptación Psicológica al Asesoramiento Genético (EAP-AG).

Analizando la conceptualización de Biesecker et al. (2013), una buena adaptación psicológica podría funcionar como factor protector en la familia frente al diagnóstico o riesgo genético, indicando mayor resiliencia. Esclarecer la multi o unidimensionalidad del instrumento es relevante porque permitiría escoger el modo de abordaje psicológico para favorecer la adaptación.

El objetivo de este trabajo es presentar el proceso de validación de la EAP-AG como

Tabla 1

Revisión de artículos que utilizaron la PAS.

Cita	País	Población	Versión PAS	Propiedades psicométricas	Puntaje PAS
Park et al., 2016	Estados Unidos	308 padres viudos con un hijo biológico o adoptado menor a 19 años (<i>dependent age children</i>) viviendo en su casa. La esposa (y madre del hijo) murió por cáncer.	15 ítems	No informa	M = 3.2
Kortlever et al., 2019	Estados Unidos	106 adultos (pacientes) entre 18 y 89 años con algún problema o enfermedad de extremidades superiores (<i>upper extremity injury</i>).	20 ítem	No informa	M = 49
Shapira et al., 2018	Estados Unidos	103 mujeres con una mutación en el gen BRCA1/2 (gen de cáncer de mama/ovario) y 39 parejas.	15 ítems	Solo informa alfa de Cronbach (.97 portadores, .96 parejas)	M = 3.04 para las mujeres portadoras y M=2.81 para sus 39 parejas
Berrios et al., 2019	Estados Unidos	309 adultos, padres de hijos con enfermedad de Hirschprung.	20 ítems	Cita a Biesecker et al., 2013	No informa
Truitt et al., 2012	Estados Unidos	546 padres (de 21 a 84 años) de hijos con Síndrome de Down.	20 ítems	Alfa de Cronbach (.94)	No informa
Peay et al., 2016	Estados Unidos	205 madres de hijos con distrofia muscular de Duchenne o Becker.	20 ítems	Cita a Biesecker et al., 2013	M = 3.5
Peay et al., 2014	Estados Unidos	266 pacientes autoinformados como bipolares (no se hizo evaluación dx).	20 ítems	Cita a Biesecker et al., 2013	M = 2.6
Peay et al., 2013	Estados Unidos	266 pacientes bipolares.	20 ítems	Cita a Biesecker et al., 2013	M = 2.6
Griesemer et al., 2019	Estados Unidos	192 Pacientes con sospecha de diagnóstico genético.	15 ítems	Cita a Biesecker et al., 2013	No informa
Edwards et al., 2018	Estados Unidos	204 padres viudos con un hijo menor de 18 años. La madre(esposa del padre viudo) murió de cáncer en los últimos 5 años.	No informa	No informa	No informa
Turriff et al., 2015	Estados Unidos	250 personas de 14 a 75 años con síndrome de Klinefelter.	20 ítems	Cita a Biesecker et al., 2013	M = 3.33
Lamb et al., 2016	Estados Unidos	388 cuidadores primarios de hijos con síndrome de Rett.	20 ítems	Cita a Biesecker et al., 2013	M = 3.80
Yopp et al., 2019	Estados Unidos	252 personas viudas que perdieron a su esposa en los últimos 2 años.	15 ítems	Cita a Biesecker et al., 2013	No informa
Yanes et al., 2016	Australia, Nueva Zelanda y Reino Unido	62 padres de hijos con alguna condición genética todavía sin diagnosticar	20 ítems	Cita a Biesecker et al., 2013	M = 2.89

instrumento para medir, en los padres, la adaptación psicológica a una enfermedad o riesgo genético en sus hijos. Presentamos el estudio de validez de constructo mediante un AP y un AFE, y el nivel de consistencia interna mediante el alfa de Cronbach.

Método

En el presente estudio metodológico se ha realizado la validación de la Escala de Adaptación Psicológica al Asesoramiento Genético (EAP-AG) para conocer en qué medida una familia se encuentra adaptada psicológicamente a una enfermedad genética, o al riesgo genético de desarrollarla o transmitirla.

En esta primera instancia, entonces, con la finalidad de aportar evidencia científica sobre las propiedades psicométricas del primer instrumento en español para medir la adaptación psicológica de los padres, se privilegió como medida de validez de constructo al AFE y como medida de confiabilidad al coeficiente alfa de Cronbach.

Participantes

La muestra final se compuso de 203 casos de madres y padres (mayormente madres 90.9%) que informaron sus niveles de adaptación psicológica con respecto a la condición o riesgo genético de sus hijos (60.6% varones y 39.4% mujeres, con un promedio de edad de 8.77, DE = 5.76). Se estudiaron familias con condiciones genéticas frecuentes como aquellas de niños con Enfermedades Neuromusculares (17.7%), Síndrome de Down (13.3%), Síndrome de Prader Willi (11.3%), Retraso Global del Desarrollo (9.9%), Trastorno del Espectro Autista (6.9%), y en menor porcentaje, Mucopolisacaridosis (2.5%), Cardiopatías

congénitas (1.5%), Neurofibromatosis tipo-I (2.5%), Síndrome de Noonan (1.5%), Síndrome de Charcot-Marie-Tooth (1.5%), Síndrome de Moebius (1%). El 30.4% restante fueron diagnósticos menos frecuentes en la consulta de genética durante el período en el que se relevaron los casos (baja talla, dismorfias y malformaciones aisladas, cromosomopatías, Síndrome de Bardet Biedl, entre otros). En la Tabla 2 se podrán ver, de manera detallada, las características de padres e hijos que respondieron el instrumento.

Instrumentos

Para participar del estudio era un requisito excluyente completar un formulario de consentimiento informado donde se les explicaba el propósito del estudio, y se indicaba que su participación consistía en completar cuestionarios, de manera voluntaria y anónima (se le asignó un número a cada protocolo). También se los informaba sobre sus derechos de acceder a los resultados del estudio y discontinuar su participación sin perjuicio alguno. El proyecto fue aprobado por el Comité de Ética en Investigación y el Comité de Docencia e Investigación del Hospital de Niños Dr. Ricardo Gutiérrez.

Para la evaluación del nivel socioeconómico se incluyeron preguntas del instrumento de la Asociación Argentina de Marketing (AAM, 2010) que incluye las siguientes categorías: situación laboral de ambos padres, nivel educativo, estado civil y cantidad de hijos en la familia.

Como instrumento de origen para realizar la adaptación psicológica se utilizó la Psychological Adaptation Scale (Biesecker et al., 2013). La PAS es un instrumento que Biesecker y colaboradores desarrollaron basados en las teorías de afrontamiento al estrés de Lazarus y Folkman y la teoría de adaptación cognitiva de Taylor. Originalmente

Tabla 2
Distribución según variables sociodemográficas.

Variables sociodemográficas	N = 203	
Características del hijo	%	N
<i>Sexo del hijo</i>		
Varones	60.6%	123
Mujeres	39.4%	80
<i>Edad</i>	M = 8.77 DE = 5.76 Mín = 0 Máx = 35	
<i>Escolaridad</i>		
No concurre a ningún tipo	15.3%	26
Jardín maternal o guardería	4.7%	8
Jardín de infantes	7.6%	13
Escuela primaria especial	7.6%	13
Escuela primaria	40.0%	68
Escuela secundaria especial	5.9%	10
Escuela secundaria	18.8%	32
<i>Edad diagnóstica</i>	M = 3.24 DE = 3.98 Mín = 0 Máx = 16	
Características de los padres		
<i>Sexo del cuidador que respondió el cuestionario</i>		
Masculino	9.1%	10
Femenino	90.9%	100
<i>Lugar de procedencia</i>		
Ciudad Autónoma de Buenos Aires	20.3%	40
Provincia de Buenos Aires	64.5%	127
Otra provincia	15.2%	30
<i>Edad de la madre</i>	M = 38.74 DE = 8.88 Mín = 19 Máx = 64	
<i>Edad del padre</i>	M = 42.14 DE = 9.98 Mín = 20 Máx = 73	

el instrumento fue diseñado con 20 ítems, con opciones de respuesta tipo Likert, para medir cuatro dominios de la adaptación psicológica: afrontamiento eficaz, autoestima, integración social y bienestar espiritual/existencial. Biesecker y colaboradores a partir de un análisis factorial confirmatorio decidieron eliminar 5 ítems quedando así una versión de 15 ítems (Biesecker et al., 2013). A partir de una comunicación personal con la autora principal del instrumento se decidió validar en Argentina la versión reducida de 15 ítems.

La escala puede ser respondida tanto por la persona afectada por la condición o riesgo genético como por sus padres o cuidadores. En ambas situaciones, es importante tener en consideración que hayan pasado al menos 6 meses desde la identificación del diagnóstico o riesgo genético, porque la adaptación psicológica es un proceso que requiere de tiempo. Si responde la persona afectada, es importante considerar su edad: no se recomienda la aplicación de esta prueba en individuos que no hayan alcanzado la adolescencia, debido a que podrían presentarse dificultades en la comprensión de los ítems. En el caso de que fuera posible, contar con múltiples informantes (ambos padres o la dupla adolescente/adulto y padres) permitiría tener una comprensión más global del impacto a nivel familiar.

Las consignas del cuestionario piden al evaluado indicar si vivir con una condición genética o ser cuidador de un niño que la posee lo ha ayudado en diferentes aspectos. El participante debe señalar para cada consigna el grado de acuerdo: (1) *de ningún modo*, (2) *un poco*, (3) *algo*, (4) *bastante*, (5) *mucho*. Con respecto a la interpretación de los valores que pueden obtenerse a través de este instrumento, cuanto mayor es el puntaje mejor es el nivel de adaptación psicológica. Los autores determinaron como puntaje de corte para establecer un buen nivel de adaptación psicológica el valor de 3. El puntaje final se obtiene dividiendo las

Variables sociodemográficas	N = 203	
<i>Estado civil de los padres</i>		
Casados o viviendo juntos	73.4%	130
Separados o divorciados	17.0%	30
Madre sola	7.9%	14
Viudo(a)	1.7%	3
<i>Máx. nivel de instrucción: madre</i>		
Secundario incompleto	38.2%	73
Secundario completo	28.8%	51
Terciario incompleto/completo	13.0%	23
Universitario incompleto/completo	16.4%	29
Sin estudios	0.60%	1
<i>Máx. nivel de instrucción: padre</i>		
Secundario incompleto	47.00%	87
Secundario completo	27.60%	56
Terciario incompleto/completo	33.50%	20
Universitario incompleto/completo	10.30%	29
Principal sostén económico familiar		
<i>Persona con mayores ingresos</i>		
Padre	53.8%	98
Madre	32.4%	59
Otro	13.7%	25
<i>Laboralmente activo</i>	91.50%	182
<i>Cobertura médica</i>		
Sí	60.7%	122
No	37.8%	76
No sabe-No contesta	1.5%	3

puntuaciones obtenidas por la cantidad de ítems, tanto para cada dimensión como para el puntaje total. Los puntajes por dimensión permiten conocer en qué dominios las personas tienen un mejor o peor nivel de adaptación psicológica.

Como se mencionó anteriormente no existen, hasta el momento, versiones de la PAS (Biesecker et al., 2013) para población de habla hispana. Por lo tanto, se realizó una adaptación lingüística al español de la versión original en inglés con el nombre de Escala de Adaptación Psicológica al Asesoramiento Genético (EAP-AG). Se revisaron aspectos de equivalencia de contenido, equivalencia semántica y validez de contenido. Como estrategia de traducción se siguió la metodología que suele ser empleada para instrumentos que miden calidad de vida y que aventaja al modelo clásico de traducción inversa (World Health Organization, 2009). El instrumento fue traducido del inglés al español por dos traductores que se consultaron y trabajaron de manera colaborativa. Luego, un panel bilingüe de 4 personas capaces de hablar y escribir en inglés y español revisó la traducción buscando inconsistencias entre la versión original en inglés y el documento traducido en español. Por otro lado, un grupo monolingüe de 4 personas representativas de quienes usarían el instrumento, no familiarizados con el mismo, se encargaron de buscar expresiones del lenguaje que no resultasen claras o fueran ambiguas. También se realizó un grupo focal integrado por becarios y adscriptos del Centro de Investigaciones en Psicología y Psicopedagogía, moderado por un miembro del panel bilingüe. El grupo bilingüe consideró los comentarios del grupo monolingüe y se incorporaron en el documento traducido las modificaciones sugeridas por este último grupo, toda vez que tuvieron relación con el texto de la versión original. Luego el documento atravesó un proceso de traducción inversa al lenguaje original, realizada por un traductor que no

conocía la versión original en inglés. Finalmente, el grupo bilingüe comparó la versión original del instrumento y la versión que resultó de la traducción inversa, buscando diferencias significativas en cuanto a equivalencia conceptual, semántica y técnica. Se hicieron estudios piloto en una muestra dentro del servicio de genética médica de la misma institución donde se realizaría la validación, a fin de ajustar la redacción de los ítems, corroborando que fueran comprendidos por la población destinataria.

Procedimiento

Se empleó un muestreo de tipo no probabilístico intencional. El 71% de los casos fue recabado de manera presencial por un psicólogo en la Sección de Genética Médica del Hospital de Niños Dr. Ricardo Gutiérrez, entre el año 2017 y el año 2019. Otra parte de la muestra (29%) fue recabada en una modalidad virtual, con aplicación autoadministrada de los cuestionarios, a través de grupos online de apoyo de padres con niños, adolescentes, o adultos (en menor proporción), con diagnóstico de Enfermedades Poco Frecuentes (EPF).

Tratamiento estadístico de los datos

Para realizar los estudios de validez de la primera versión en español de la escala EAP-AG se decidió, en primer lugar, realizar la implementación óptima del AP (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011), un procedimiento más actualizado que el propuesto por Horn (1965). Tal como sugieren Pérez-Gil, Chacón-MoscOSO y Moreno-Rodríguez (2000), se evaluó la composición factorial sin tener en cuenta la estructura de 4 factores que habían informado los autores originales

de la escala. De este modo se buscó determinar el número de dimensiones. En segundo lugar, se decidió hacer un AFE. Para realizar ambos procedimientos se utilizó el programa FACTOR 9.2 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013).

Para los análisis descriptivos y de confiabilidad de la primera versión en español de la EAP-AG se utilizó el SPSS versión 25 (IBM, 2017). La consistencia interna se analizó mediante el cálculo de los coeficientes alfa de Cronbach, considerando índices excelentes a los coeficientes superiores a .90, buenos a los superiores a .80, y aceptables a los superiores a .70 (George & Mallery, 2001).

Resultados

Estudios de Validez y Confiabilidad de la EAP-AG

La validez del instrumento fue estudiada mediante el método de análisis factorial. Siguiendo los criterios de Martínez-Arias (1995), la cantidad de observaciones realizadas es suficiente para realizar el AFE. Estimando necesarios al menos 5 casos por ítem, y habiendo administrado la versión de 15 ítems de la EAP-AG, se trabajó con una muestra de 203 casos.

Se realizó un AP para determinar el número de factores. Este análisis sugirió una estructura de un único factor, extraído por el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS), recomendado para estos casos en los que no se cuenta con una distribución normal de los datos (Forero, Maydeu-Olivares, & Gallardo-Pujol, 2009).

Luego se procedió a realizar un AFE con el único factor que sugirió el análisis paralelo. Se utilizó la rotación promax para mejorar la interpretación de los resultados (Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999). El resultado del test de esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{(105)} = 1928.4; p < .001$) fue estadísticamente

Tabla 3

Ítems de la Escala de Adaptación Psicológica al Asesoramiento Genético (EAP-AG).

Variable	Media	DE	Asimetría	Curtosis	Peso factorial	Alfa si se elimina el elemento
EAP-AG1 PAS1 Me ayudó a aceptar la forma en que las cosas suceden.	4.39	1.05	-1.86	2.82	.546	.912
EAP-AG2 PAS2 Me ayudó a aprender a lidiar mejor con la incertidumbre.	4.24	1.18	-1.49	1.17	.462	.914
EAP-AG3 PAS3 Me enseñó a adaptarme a las cosas que no puedo cambiar.	4.31	1.11	-1.58	1.59	.487	.914
EAP-AG4 PAS4 Me ayudó a tomar las cosas tal como vienen.	4.46	.99	-1.90	2.85	.524	.912
EAP-AG5 PAS6 Me ayudó a aprender a manejar tiempos difíciles.	4.40	1.02	-1.63	1.59	.595	.911
EAP-AG6 PAS7 Me ayudó a sentirme más cómodo con quien soy.	4.19	1.24	-1.45	.99	.715	.906
EAP-AG7 PAS8 Me ayudó a ser una persona más fuerte.	4.61	.92	-2.52	5.68	.696	.907
EAP-AG8 PAS9 Me ayudó a sentirme mejor con mi capacidad para manejar los problemas.	4.49	.94	-1.93	2.97	.586	.910
EAP-AG9 PAS10 Me ayudó a ser una mejor persona.	4.28	1.20	-1.69	1.76	.620	.911
EAP-AG10 PAS13 Ayudó a que las relaciones sean más significativas.	4.42	1.10	-1.92	2.72	.699	.908
EAP-AG11 PAS14 Me ayudó a estar más cerca de las personas que me importan.	4.50	1.07	-2.31	4.42	.671	.910
EAP-AG12 PAS15 Me ayudó a ser más consciente del amor y el apoyo disponible de otras personas.	4.56	1.01	-2.50	5.41	.592	.912
EAP-AG13 PAS16 Me ayudó a aprender que mi vida es significativa.	4.52	1.00	-2.25	4.37	.801	.906
EAP-AG14 PAS17 Me ha dado un mayor aprecio por la vida.	4.56	.96	-2.38	5.11	.790	.906
EAP-AG15 PAS18 Me ayudó a desarrollar un sentido más profundo del propósito en la vida.	4.52	.99	-2.30	4.74	.763	.907

significativo y el índice de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) indicó una adecuación de .87, datos que sugieren, respectivamente, una buena correlación entre los ítems y una buena adecuación muestral, y que evidencian la pertinencia de un análisis factorial

(Kaiser & Raice, 1974). El factor obtenido permitió explicar el 45% de la varianza.

Para estudiar la confiabilidad del instrumento se analizó su consistencia interna mediante el cálculo del coeficiente alfa de Cronbach. Para la versión en español de 15 ítems el valor obtenido

fue de $\alpha = .915$, que según los parámetros considerados evidencia un excelente nivel de confiabilidad. Además, se verificó que en ningún caso mejora este coeficiente si se elimina algún elemento.

En la Tabla 3 puede consultarse información relevante de cada ítem de la escala: valores de media, desvío, asimetría, curtosis, peso factorial y valor de alfa si se elimina el elemento.

Discusión

La investigación realizada ofrece un estudio inicial de las propiedades psicométricas de la Escala de Adaptación Psicológica al Asesoramiento Genético (EAP-AG), diseñada para ser respondida por padres o cuidadores en población argentina.

Se trata de la primera adaptación lingüística que se realiza del instrumento. Los estudios anteriores que utilizaron la PAS (Biesecker et al., 2013) lo hicieron con la escala en su idioma original inglés, por tratarse de estudios realizados, mayormente, en Estados Unidos, o Australia y Nueva Zelanda (Berríos et al., 2019; Edwards et al., 2018; Griesener et al., 2019; Shapira et al., 2018; Lamb et al., 2016; Peay et al., 2013, 2014; 2016; Turriff, Levy, & Biesecker, 2015; Truitt et al., 2012; Yanes et al., 2017).

El presente estudio ofreció por primera vez un análisis paralelo y un análisis factorial exploratorio de la escala. Los resultados se contraponen con lo planteado por Biesecker et al. (2013). Si bien Biesecker, a partir del AFC, informa cuatro dimensiones de la PAS (afrentamiento eficaz, autoestima, integración social y bienestar espiritual/existencial), los análisis de este estudio no han aportado evidencia para considerar que la escala sea multidimensional. Se obtuvo en cambio una estructura de un único factor capaz de explicar el 45% de la varianza, es decir

que la EAP-AG se comportaría como unidimensional. Hasta el momento se puede mencionar a favor de los resultados aquí expuestos que el AFE es la técnica utilizada por excelencia para el desarrollo y validación de instrumentos (Auné, & Attorresi, 2017; De la Iglesia et al., 2010; Dominguez-Lara, & Navarro-Loli, 2018; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). Una posible interpretación de estas diferencias podría indicar que la adaptación psicológica es un fenómeno complejo, con varios aspectos que la componen (afrentamiento eficaz, autoestima, integración social y bienestar espiritual/existencial), pero sin ser dimensiones individuales, sino aspectos de una única dimensión. Esta situación también se evidenció al administrar la escala, momento en que se hizo aparente que aquellos padres que tenían un buen nivel de adaptación psicológica puntuaban de manera semejante (elevado) en todos los ítems. En contraposición, los padres que tenían un bajo nivel de adaptación psicológica puntuaban bajo en todos los ítems.

Con relación a su confiabilidad, la EAP-AG ha demostrado ser un instrumento con un excelente nivel de consistencia interna ($\alpha = .915$) para la población argentina, obteniendo valores superiores a los del instrumento original ($> .80$; Biesecker et al., 2013) y a los reportados por Truitt et al. (2012) y Klein et al. (2018). El coeficiente alfa de Cronbach es considerado el método privilegiado para analizar la confiabilidad de un instrumento (Raykov & Marcoulides, 2019).

El presente estudio tiene limitaciones importantes para mencionar. La fuerte contradicción entre los hallazgos, respecto de la unidimensionalidad versus la multidimensionalidad de la escala, sin lugar a duda exige nuevos análisis para comprender en mayor profundidad las propiedades psicométricas de esta escala. Debido a la cantidad de casos no ha sido posible contar con

otra muestra para realizar un AFC posterior al AFE en esta instancia. Sin embargo, se buscará realizar este análisis considerando datos que actualmente se están relevando con esta versión en español. Por otro lado, si bien la confiabilidad se ha estudiado con el método más ampliamente utilizado en estudios psicométricos, el análisis de la consistencia interna, sería oportuno que futuros estudios pudieran evaluarla mediante análisis de test-retest y estabilidad a largo plazo. Otro aspecto importante es la falta de mediciones de efecto techo o efecto suelo en las puntuaciones. Serían oportunos análisis de sensibilidad y especificidad por curvas ROC en futuros estudios.

Uno de los puntos fuertes de la EAP-AG es que permite medir un constructo relevante para el asesoramiento genético, como lo es la adaptación psicológica, de una manera sencilla y rápida. La claridad de los ítems destaca como una ventaja de este instrumento: personas con primaria incompleta o sin estudios pudieron responder a toda la escala sin dificultad. Esto es importante para su aplicación en el ámbito de los hospitales públicos, donde suelen asistir las familias con niveles más bajos de educación. Además, la escala es adecuada para ser aplicada en consultas médicas o psicológicas, resulta económica, y de duración breve (15 minutos). Es una escala autoadministrable, adolescentes y adultos con riesgo o diagnóstico genético, familiares y cuidadores pueden responderla informando sus propios niveles de adaptación psicológica. Sin embargo, es aconsejable que el profesional sea quien administre la escala, porque esta instancia se convierte en una oportunidad única de encuentro con la familia para conversar sobre la experiencia subjetiva respecto a su diagnóstico o riesgo genético.

Como sus autores han planteado, uno de los principales usos de este instrumento es el de identificar la necesidad de una intervención psicológica cuando los niveles de adaptación son ba-

jos (puntajes promedio menores a 3). También es recomendable, pasado un tiempo, ofrecerle a las familias la posibilidad de responder nuevamente la escala porque tal como se ha mencionado, la adaptación psicológica es un proceso que puede variar en el tiempo. De este modo se podrá reflexionar sobre los avances y cambios producidos en la adaptación psicológica al diagnóstico.

A modo de conclusiones generales, el presente estudio resulta un aporte metodológico altamente relevante. Se han aportado evidencias de confiabilidad y validez de la EAP-AG para su aplicación en Argentina. Se sugiere su uso para el desarrollo de investigaciones en el campo del asesoramiento genético. La disponibilidad de este instrumento permitirá, además, conocer el estado de adaptación psicológica de las familias de habla hispana con riesgo o diagnóstico genético.

En muchas oportunidades, la ausencia de instrumentos validados en español hace difícil la producción de conocimiento científico en nuestro contexto. Además, el campo del asesoramiento genético es un ámbito ignorado por muchos psicólogos. Por ello, este esfuerzo es significativo debido a las posibilidades que brindará la medición de la adaptación psicológica para la posterior intervención psicológica en este campo.

A modo de implicancias, la disponibilidad del instrumento permitirá reducir la brecha existente entre el impacto psicológico del diagnóstico y la derivación de la familia a un tratamiento psicológico oportuno, ya que posibilitará identificar las necesidades de intervención. También puede ser útil como una herramienta que mida la eficacia de programas de intervención o progreso terapéutico.

Referencias

- Asociación Argentina de Marketing (2010). Índice de nivel socio económico 1996. Asociación Argentina de Marketing, Comisión de Investigación de Mercado. Recuperado de https://www.taller-de-radio.com.ar/files/Nivel_Socio_Economico.pdf
- Auné, S. E., & Attorresi, H. F. (2017). Dimensionalidad de un Test de Conducta Prosocial. *Revista Evaluar*, 17(1), 29-37. doi: [10.35670/1667-4545.v17.n1.17072](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v17.n1.17072)
- Austin, J., Semaka, A., & Hadjipavlou, G. (2014). Conceptualizing genetic counseling as psychotherapy in the era of genomic medicine. *Journal of Genetic Counseling*, 23(6), 903-909. doi: [10.1007/s10897-014-9728-1](https://doi.org/10.1007/s10897-014-9728-1)
- Berrios, C. D., Chakravarti, A., & Biesecker, B. B. (2019). High levels of interest in reproductive genetic information in parents of children and adults with Hirschsprung disease. *Journal of Pediatric Gastroenterology and Nutrition*, 69(3), 299-305. doi: [10.1097/MPG.0000000000002392](https://doi.org/10.1097/MPG.0000000000002392)
- Biesecker, B. B. (2010). Genetic Counselling: Psychological Issues. En *Encyclopedia of Life Sciences (ELS)*. Chichester, UK: John Wiley & Sons. doi: [10.1002/9780470015902.a0005616.pub2](https://doi.org/10.1002/9780470015902.a0005616.pub2)
- Biesecker, B. B., & Erby, L. (2008). Adaptation to living with a genetic condition or risk: A mini review. *Clinical Genetics*, 74(5), 401-407. doi: [10.1111/j.1399-0004.2008.01088.x](https://doi.org/10.1111/j.1399-0004.2008.01088.x)
- Biesecker, B. B., & Peters, K. F. (2001). Process studies in genetic counseling: Peering into the black box. *American Journal of Medical Genetics*, 106(3), 191-198. doi: [10.1002/ajmg.10004](https://doi.org/10.1002/ajmg.10004)
- Biesecker, B. B., Erby, L. H., Woolford, S., Adcock, J. Y., Cohen, J. S., Lamb, A., ...& Reeve, B. B. (2013). Development and validation of the Psychological Adaptation Scale (PAS): Use in six studies of adaptation to a health condition or risk. *Patient Education and Counseling*, 93(2), 248-254. doi: [10.1016/j.pec.2013.05.006](https://doi.org/10.1016/j.pec.2013.05.006)
- Casier, A., Goubert, L., Gebhardt, W. A., De Baets, F., Van Aken, S., Matthys, D., & Crombez, G. (2013). Acceptance, well-being and goals in adolescents with chronic illness: a daily process analysis. *Psychology & Health*, 28(11), 1337-1351. doi: [10.1080/08870446.2013.809083](https://doi.org/10.1080/08870446.2013.809083)
- De la Iglesia, G., Ongarato, P., & Fernández-Liporace, M. (2010). Propiedades psicométricas de una Escala de Estilos Parentales e Inconsistencia Parental Percibida (EPIPP). *Revista Evaluar*, 10(1), 32-52. doi: [10.35670/1667-4545.v10.n1.455](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v10.n1.455)
- Dinc, L., & Terzioglu, F. (2006). The psychological impact of genetic testing on parents. *Journal of Clinical Nursing*, 15(1), 45-51. doi: [10.1111/j.1365-2702.2005.01228.x](https://doi.org/10.1111/j.1365-2702.2005.01228.x)
- Dominguez-Lara, S., & Navarro-Loli, J. S. (2018). Revisión de metodologías empleadas en los estudios factoriales de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff (versión en español). *Revista Evaluar*, 18(2), 17-30. doi: [10.35670/1667-4545.v18.n2.20800](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n2.20800)
- Edwards, T. P., Yopp, J. M., Park, E. M., Deal, A., Biesecker, B. B., & Rosenstein, D. L. (2018). Widowed parenting self-efficacy scale: A new measure. *Death Studies*, 42(4), 247-253. doi: [10.1080/07481187.2017.1339743](https://doi.org/10.1080/07481187.2017.1339743)
- Eiser, C. (1990). *Chronic Childhood Disease. An Introduction to Psychological Theory and Research*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. doi: [10.1037/1082-989X.4.3.272](https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272)
- Gallardo-Pujol, D., Forero, C. G., Maydeu-Olivares, A., & Andrés-Pueyo, A. (2009). Desarrollo del comportamiento antisocial: Factores psicobiológicos, ambientales e interacciones genotipo-ambiente. *Revista de Neurología*, 48(4), 191-198.
- George, D., & Mallery, P. (2001). *SPSS for windows step by step: A simple guide and reference*. Boston: Allyn and Bacon.

- Griesemer, I., Moore, E., Khan, C., Roche, M., Henderson, G., & Rini, C. (2019). Psychological adaptation to diagnostic genomic sequencing results: The role of hope fulfillment. *Health Psychology, 38*(6), 527-535. doi: [10.1037/hea0000733](https://doi.org/10.1037/hea0000733)
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*(2), 179-185.
- IBM Corp. (2017). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 25.0. [Software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Kaiser, H. F., & Rice, J. (1974). Little Jiffy, Mark IV. *Educational and Psychological Measurement, 34*(1), 111-117. doi: [10.1177/001316447403400115](https://doi.org/10.1177/001316447403400115)
- Kessler, S., Kessler, H., Ward, P., & Opitz, J. M. (1984). Psychological aspects of genetic counseling, III. Management of guilt and shame. *American Journal of Medical Genetics, 17*(3), 673-697. doi: [10.1002/ajmg.1320170320](https://doi.org/10.1002/ajmg.1320170320)
- Kortlever, J. T. P., Keulen, M. H. F., Teunis, T., Ring, D., Driscoll, M. D., Reichel, L. M., & Vagner, G. A. (2019). Does resiliency mediate the association of psychological adaptability with disability and pain in patients with an upper extremity injury or illness? *Journal of Psychosomatic Research, 117*, 1-9. doi: [10.1016/j.jpsychores.2018.12.002](https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2018.12.002)
- Lamb, A. E., Biesecker, B. B., Umstead, K. L., Muratori, M., Biesecker, L. G., & Erby, L. H. (2016). Family functioning mediates adaptation in caregivers of individuals with Rett syndrome. *Patient Education and Counseling, 99*(11), 1873-1879. doi: [10.1016/j.pec.2016.06.018](https://doi.org/10.1016/j.pec.2016.06.018)
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York, NY: Springer.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología, 30*(3), 1151-1169. doi: [10.6018/analesps.30.3.199361](https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361)
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement, 37*(6), 497-498. doi: [10.1177/0146621613487794](https://doi.org/10.1177/0146621613487794)
- Martínez-Arias, R. (1995). El método de encuestas por muestreo: Conceptos básicos. En M. T. Anguera, J. Arnau, M. Ato, R. Martínez Arias, J. Pascual y G. Vallejo, *Métodos de investigación en Psicología*. Madrid: Síntesis.
- McAllister, M., Payne, K., Macleod, R., Nicholls, S., Donna, D., & Davies, L. (2008). Patient empowerment in clinical genetics services. *Journal of Health Psychology, 13*(7) 895-905. doi: [10.1177/1359105308095063](https://doi.org/10.1177/1359105308095063)
- Middleton, A., Hall, G., & Patch, C. (2015). Genetic counselors and genomic counseling in the United Kingdom. *Molecular Genetics & Genomic Medicine, 3*(2), 79-83. doi: [10.1002/mgg3.123](https://doi.org/10.1002/mgg3.123)
- Middleton, A., Patch, C., Wiggins, J., Barnes, K., Crawford, G., Benjamin, C., & Bruce, A. (2014). Position statement on opportunistic genomic screening from the Association of Genetic Nurses and Counsellors (UK and Ireland). *European Journal of Human Genetics, 22*(8), 955-956. doi: [10.1038/ejhg.2013.301](https://doi.org/10.1038/ejhg.2013.301)
- Park, E. M., Deal, A. M., Yopp, J. M., Edwards, T. P., Wilson, D. J., Hanson, L. C., & Rosenstein, D. L. (2016). End-of-life experiences of mothers with advanced cancer: Perspectives of widowed fathers. *BMJ Supportive & Palliative Care, 6*(4), 437-444. doi: [10.1136/bmjspcare-2015-000976](https://doi.org/10.1136/bmjspcare-2015-000976)
- Peay, H. L., Meiser, B., Kinnett, K., Furlong, P., Porter, K., & Tibben, A. (2016). Mothers' psychological adaptation to Duchenne/Becker muscular dystrophy. *European Journal of Human Genetics, 24*(5), 633-637. doi: [10.1038/ejhg.2015.189](https://doi.org/10.1038/ejhg.2015.189)
- Peay, H. L., Rosenstein, D. L. & Biesecker, B. B. (2013). Adaptation to bipolar disorder and perceived risk to children: A survey of parents with bipolar disorder. *BMC Psychiatry, 13*(1), 327. doi: [10.1186/1471-244x-13-327](https://doi.org/10.1186/1471-244x-13-327)
- Peay, H. L., Rosenstein, D. L., & Biesecker, B. B. (2014). Parenting with bipolar disorder: Coping with risk of mood disorders to children. *Social*

- Science & Medicine*, 104, 194-200. doi: [10.1016/j.socscimed.2013.10.022](https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.10.022)
- Pérez-Gil, J. A. P., Chacón-Moscoso, S. C., & Moreno-Rodríguez, R. M. (2000). Validez de constructo: El uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(Sup.2), 442-446. Recuperado de <https://www.psicothema.com>
- Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2019). Thanks coefficient alpha, we still need you! *Educational and Psychological Measurement*, 79(1), 200-210. doi: [10.1177/0013164417725127](https://doi.org/10.1177/0013164417725127)
- Shapira, R., Turbitt, E., Erby, L. H., Biesecker, B. B., Klein, W. M. P., & Hooker, G. W. (2018). Adaptation of couples living with a high risk of breast/ovarian cancer and the association with risk-reducing surgery. *Familial Cancer*, 17(4), 485-493. doi: [10.1007/s10689-017-0065-z](https://doi.org/10.1007/s10689-017-0065-z)
- Shiloh, S. (1996). Genetic counseling: A developing area of interest for psychologists. *Professional Psychology: Research and Practice*, 27(5), 475-486. doi: [10.1037/0735-7028.27.5.475](https://doi.org/10.1037/0735-7028.27.5.475)
- Shiloh, S., deHeer, H. D., Peleg, S., Hensley-Alford, S., Skapinsky, K., Roberts, J. S., & Hadley, D. W. (2014). The impact of multiplex genetic testing on disease risk perceptions. *Clinical Genetics*, 87(2), 117-123. doi: [10.1111/cge.12403](https://doi.org/10.1111/cge.12403)
- Taylor, S. E. (1983). Adjustment to threatening events: A theory of cognitive adaptation. *American Psychologist*, 38(11), 1161-1173. doi: [10.1037/0003-066X.38.11.1161](https://doi.org/10.1037/0003-066X.38.11.1161)
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. doi: [10.1037/a0023353](https://doi.org/10.1037/a0023353)
- Turriff, A., Levy, H. P., & Biesecker, B. (2015). Factors associated with adaptation to Klinefelter syndrome: The experience of adolescents and adults. *Patient Education and Counseling*, 98(1), 90-95. doi: [10.1016/j.pec.2014.08.012](https://doi.org/10.1016/j.pec.2014.08.012)
- Truitt, M., Biesecker, B., Capone, G., Bailey, T., & Erby, L. (2012). The role of hope in adaptation to uncertainty: The experience of caregivers of children with Down syndrome. *Patient Education and Counseling*, 87(2), 233-238. doi: [10.1016/j.pec.2011.08.015](https://doi.org/10.1016/j.pec.2011.08.015)
- World Health Organization. (2009). Process of translation and adaptation of instruments. Recuperado de http://www.who.int/substance_abuse/research_tools/translation/en
- Yanes, T., Humphreys, L., McInerney-Leo, A., & Biesecker, B. (2017). Factors associated with parental adaptation to children with an undiagnosed medical condition. *Journal of Genetic Counseling*, 26(4), 829-840. doi: [10.1007/s10897-016-0060-9](https://doi.org/10.1007/s10897-016-0060-9)
- Yopp, J. M., Deal, A. M., Nakamura, Z. M., Park, E. M., Edwards, T., Wilson, D. R. ... & Rosenstein, D. L. (2019). Psychological and parental functioning of widowed fathers: The first two years. *Journal of Family Psychology*, 33(5), 565.

Anexo**Escala de Adaptación Psicológica al Asesoramiento Genético (EAP-AG)**

Vázquez, Ortega, Scavone, Samaniego, & Arberas, 2020

(Validación de la Psychological Adaptation Scale, Biesecker et. al, 2013)

Vivir con _____ me ha...

Ser cuidador de un niño con _____ me ha...

	De ningún modo	Un poco	Algo	Bastante	Mucho
1. Me ayudó a aceptar el modo en que funcionan las cosas.	1	2	3	4	5
2. Me ayudó a lidiar mejor con la incertidumbre.	1	2	3	4	5
3. Me ayudó a adaptarme a lo que no puedo cambiar.	1	2	3	4	5
4. Me ayudó a aceptar las cosas como son.	1	2	3	4	5
5. Me ayudó a manejar momentos difíciles.	1	2	3	4	5
6. Me ayudó a sentirme más cómodo con quien soy.	1	2	3	4	5
7. Me ayudó a volverme en una persona más fuerte.	1	2	3	4	5
8. Me ayudó a sentirme mejor en mi habilidad para sobrellevar mis problemas.	1	2	3	4	5
9. Me ayudó a volverme una mejor persona.	1	2	3	4	5
10. Ayudó a que mis relaciones se vuelvan más significativas.	1	2	3	4	5
11. Me ayudó a estar más cerca de las personas que me importan.	1	2	3	4	5
12. Me ayudó a darme cuenta del amor y el apoyo de otras personas.	1	2	3	4	5
13. Me ayudó a aprender que mi vida tiene sentido.	1	2	3	4	5
14. Me brindó un mayor aprecio por la vida.	1	2	3	4	5
15. Me ayudó a desarrollar un sentido más profundo del propósito de la vida.	1	2	3	4	5

Evaluación de impulsividad por múltiples informantes: Escala de Impulsividad de Dominio Específico en Niños

Assessment of Impulsivity by Multiple Informants: Domain-Specific Impulsivity Scale for Children

Eliana Vanesa Zamora ^{1*}, Macarena del Valle ¹, Juan Ignacio Galli ¹,
Santiago Vernucci ¹, Lorena Canet-Juric ¹ y María Richard's ¹

1- Instituto de Psicología Básica, Aplicada y Tecnología (IPSIBAT - UNMDP - CONICET). Argentina.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 27/02/2020 Revisado: 05/05/2020 Aceptado: 09/05/2020

Resumen

El presente estudio tiene como objetivo brindar evidencias de validez acerca de la adaptación al español de la *Domain Specific Impulsivity Scale for Children*, la cual permite evaluar la impulsividad en el dominio interpersonal y escolar a través de diferentes informantes (niño, docentes y padres). Participaron del estudio 502 niños de 8 a 12 años. Los resultados mostraron un buen ajuste para un modelo de dos factores, escolar e interpersonal, discriminados en cada uno de los informantes. El análisis de validez convergente mostró que a mayor impulsividad reportada por los informantes en el dominio escolar, menor fue el desempeño de los niños en las pruebas de habilidades académicas. También se encontraron asociaciones con medidas de conductas problema en el aula. Contar con información sobre las propiedades de esta escala permite la evaluación de la impulsividad en el dominio interpersonal y escolar en niños argentinos.

Palabras clave: *impulsividad, dominio escolar, dominio interpersonal, niños, validez*

Abstract

This study aims to analyze the validity of the Spanish adaptation of the Domain Specific Impulsivity Scale for Children. This scale assesses impulsivity at the interpersonal and school domains through different informants (children, teachers, and parents). 502 children aged 8 to 12 participated in the study. The results showed a good fit for a two-factor model -school and interpersonal-, discriminated in each of the informants. The convergent validity analysis showed that, the greater the impulsivity reported by the informants in the school domain, the lower the children's performance in academic skills tests. Moreover, associations were found with measures of problem behaviors in the classroom. Having information on the psychometric properties of this scale allows the evaluation of impulsivity in the interpersonal and school domains in Argentinean children.

Keywords: *impulsivity, school domain, interpersonal domain, children, validity*

*Correspondencia a: Eliana V. Zamora. UNMDP- Facultad de Psicología, Deán Funes 3280 - Cuerpo V - Nivel III (7600). Tel: +54 223 4752526. Mar del Plata, Argentina. E-mail: eliana.zamora@conicet.gov.ar

Nota de autor: Este trabajo fue financiado parcialmente con fondos del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Conflicto de intereses: Los autores de este trabajo declaran que no existe conflicto de intereses.

Cómo citar este artículo: Zamora, E. V., del Valle, M., Galli, J. I., Vernucci, S., Canet-Juric, L., & Richard's, M. (2020). Evaluación de la impulsividad a través de múltiples informantes: Evidencias de validez de la Escala de Impulsividad de Dominio Específico en Niños. *Revista Evaluar*, 20(2), 35-50.

Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

La *impulsividad* ha sido definida como una acción no reflexiva impulsada por un estímulo, que puede resultar adaptativa o desadaptativa según el contexto y su grado de inflexibilidad. A su vez, se la ha definido como la tendencia a optar por una recompensa inmediata en detrimento de una meta u objetivo valioso a largo plazo (Nigg, 2017). Según Tsukayama, Duckworth y Kim (2013), la impulsividad también se define, de manera general, como la incapacidad de regular el comportamiento, la atención e incluso las emociones al servicio de metas valoradas. Los autores señalan que la impulsividad y su anverso, el autocontrol, pueden considerarse como dos extremos del mismo continuo (Duckworth & Kern, 2011). Así, el autocontrol se define como la capacidad de anular o modificar los impulsos de manera voluntaria y supone aplicar un esfuerzo para regular el comportamiento, el pensamiento y las emociones a fin de alcanzar metas a largo plazo (Baumeister, Vohs, & Tice, 2007; De Ridder, Lensvelt-Mulders, Finkenauer, Stok, & Baumeister, 2012).

El concepto de impulsividad es ampliamente utilizado en la literatura. Se encuentra presente en los principales modelos de personalidad, en las aproximaciones explicativas del comportamiento humano (Squillace & Picón-Janeiro, 2017) e, incluso, representa uno de los criterios diagnósticos más comúnmente empleados en el *Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales* (5ª ed. [DSM-5]; Few, Lynam, & Miller, 2015). Las concepciones acerca de la impulsividad varían significativamente de acuerdo con diferentes enfoques teóricos (ver Squillace, Picón-Janeiro, & Schmidt, 2011). Se han propuesto al menos una docena de modelos de impulsividad (ver Duckworth & Kern, 2011), entre los que se destacan el modelo de Eysenck y Eysenck (1977), el modelo de Zuckerman (2007), el modelo biopsicoso-

cial de Barrat, Stanford, Kent y Felthous (1997), el modelo multifactorial de Whiteside y Lynam (2001) y el modelo específico de dominio de Tsukayama et al. (2013). Así como existen varios modelos teóricos sobre la impulsividad, se han desarrollado varios instrumentos basados en ellos: el Cuestionario de Impulsividad de Eysenck (Eysenck & Eysenck, 1977), la Escala de Búsqueda de Sensaciones de Zuckerman (Zuckerman, Eysenck, & Eysenck, 1978), la Escala de Impulsividad de Barratt (Patton, Stanford, & Barratt, 1995) y, por último, la Escala de Comportamiento Impulsivo UPPS (Whiteside & Lynam, 2001). Con respecto al estudio de esta cuestión en población infantil, Zapolski, Stairs, Settles, Combs y Smith (2010) realizaron un estudio con niños de 7 a 13 años sobre cuatro de los cinco rasgos de modelo UPPS de Whiteside y Lynam (2001). El trabajo mostró que las distintas subescalas del modelo se asociaban con conductas de riesgo, agresión, estado de ánimo negativo, problemas atencionales y con dificultades académicas (r entre .28 y .52).

Por otro lado, diferentes autores señalan que los comportamientos impulsivos pueden presentar variaciones de acuerdo con los contextos en los que se ve implicado un niño. Tsukayama et al. (2013) señalan que un niño puede ser impulsivo en un dominio en particular (p. ej., el hogar) porque allí se le presentan demandas específicas en cuanto a la gratificación de sus impulsos, de modo tal que sus recursos cognitivos y/o motivacionales no resultan suficientes para contrarrestarlos. Sin embargo, en otro dominio (p. ej., la escuela) puede no ocurrirle lo mismo y su capacidad para controlar los impulsos puede funcionar de manera más adaptativa (Wilkowski & Robinson, 2016). Inclusive, Mischel, Shoda y Mendoza-Denton (2002) indican que pueden construirse distintos perfiles; por ejemplo, un niño puede cumplir con las tareas académicas en el aula pero, en situaciones interpersonales, tener conductas

más impulsivas. De este modo, señalan que los dominios o contextos situacionales no son lo mismo que los procesos psicológicos. La cuestión central para estos autores radica en determinar si tiene sentido referirse a la impulsividad como un constructo de dominio general o si, en cambio, los comportamientos impulsivos están tan estrechamente vinculados a factores situacionales que sería conveniente referirse a la impulsividad como un constructo de dominio específico.

Uno de los primeros estudios que indagó esta cuestión fue el realizado por [Humphrey \(1982\)](#), en el que docentes de niños de 9 y 10 años de edad fueron entrevistados acerca de diferentes comportamientos impulsivos en niños. Los análisis factoriales revelaron que los comportamientos podían agruparse en dos factores principales: comportamientos orientados al dominio cognitivo (a nivel personal) y comportamientos orientados hacia otros (a nivel interpersonal). En el primer dominio se consideraron acciones impulsivas tales como *no completa las tareas cuando el adulto no está mirando o se distrae de tareas o responsabilidades*; por otro lado, cuestiones como *entra en discusiones y/o peleas con otros niños o habla fuera de turno* fueron ejemplos del dominio interpersonal.

Bajo el supuesto de que el comportamiento impulsivo en el contexto social e interpersonal está relacionado con el comportamiento en el contexto escolar (aunque es distinto de aquel), [Tsukayama et al. \(2013\)](#) desarrollaron la Domain Specific Impulsivity Scale for Children (DSIS-C), la cual, además de brindar un puntaje general sobre impulsividad, proporciona información específica en el dominio interpersonal y escolar. Para el desarrollo de esta escala, se tomaron en consideración conductas específicas descritas por los niños. Asimismo, esta medida cuenta con tres formas paralelas de evaluación, correspondientes a cada informante: los docentes, los padres y los propios niños. La escala DSIS-C mostró un ajuste

adecuado según el modelo teórico propuesto tanto en las respuestas de los niños como en las de los docentes y de los padres (niño, $\chi^2_{(19)} = 141.36$, $p < .001$; CFI = .90, RMSEA = .09; docente, $\chi^2_{(19)} = 362.94$, $p < .001$; CFI = .92, RMSEA = .16; padres, $\chi^2_{(19)} = 85.37$, $p < .001$; CFI = .95, RMSEA = .08). Es decir que, independientemente del informante, se encontraron dos factores discriminados: *impulsividad interpersonal e impulsividad escolar*. Los índices de confiabilidad de la escala fueron entre adecuados y muy buenos (α entre .77 y .95) para docentes y padres; la medida de los niños presentó los menores niveles de confiabilidad (α entre .63 y .73). Este estudio también indicó que los dominios escolar e interpersonal de la DSIS-C variaban en sus asociaciones con otras conductas. Así, para cada uno de los informantes, la impulsividad en el dominio escolar se relacionó de manera inversa con la autoconciencia y directa con la cantidad de horas de estudio y el desempeño académico, mientras que, en el dominio interpersonal, se relacionó de manera directa con la agresión e inversamente con la agradabilidad ([Tsukayama et al., 2013](#)).

En el ámbito escolar, los niños suelen experimentar conflictos entre objetivos académicos que valoran a largo plazo y objetivos no académicos que son más gratificantes en el momento, lo que lleva a un esfuerzo para realizar y concretar sus actividades escolares ([Duckworth, Taxer, Eskreis-Winkler, Galla, & Gross, 2019](#)). En este sentido, [Duckworth, Kim y Tsukayama \(2013\)](#) hallaron que los niños consideran que realizar las tareas del hogar o estudiar para un examen son actividades sustancialmente menos agradables que otras actividades cotidianas, pero, al mismo tiempo, consideran que cumplir con las demandas académicas es más importante para sus objetivos a largo plazo que cualquier otra actividad. También, en este estudio, se encontró que este patrón es similar independientemente del género, del nivel

educativo, del tipo gestión de las escuelas (públicas o privadas) e incluso de las calificaciones escolares. Respecto del tipo de informante, aunque en ocasiones esto puede resultar problemático (por ejemplo, los padres pueden expresar características propias en lugar de la personalidad de su hijo o brindar respuestas basadas en preconceptos sobre el desarrollo típico de la infancia; Guion, Mrug, & Windle, 2009), ciertos autores (p. ej., Klonsky, Jane, Turkheimer, & Oltmanns, 2002) coinciden en señalar que los docentes y los padres representan fuentes primarias de información en entornos aplicados (como las escuelas y el hogar). Además, tener varios informantes brinda una perspectiva más amplia y comprehensiva, ya que permite indagar acerca de las conductas de los niños en los diferentes contextos en los que pueden manifestarse (De los Reyes, Thomas, Goodman, & Kundey, 2013). De manera similar, esta postura es consistente con una extensa investigación que demuestra la validez de dos dominios diferentes en los cuales se manifiesta uno de los trastornos con mayor prevalencia en la población infantil: el Trastorno de Déficit de Atención con Hiperactividad (TDAH). Willcutt et al. (2012) encontraron que puede distinguirse un contexto o dominio interpersonal donde se manifiesta la sintomatología de manera desadaptativa (p. ej., *a menudo interrumpe a otros o se entromete*) y un dominio o contexto escolar donde también estas conductas irrumpen en el aula (p. ej., *a menudo se mueve nerviosamente o da golpecitos con las manos o los pies, o se retuerce en el asiento*), lo que muestra que la sintomatología necesaria para el diagnóstico de TDAH debe presentarse, al menos, en estos dos dominios de la vida cotidiana del niño.

La escala DSIS-C fue traducida al español como la Escala de Impulsividad Específica de Dominio para Niños (EIEDN) y adaptada con una muestra de niños argentinos de 8 a 12 años. Los datos obtenidos en este estudio indicaron una

consistencia interna adecuada para los tres informantes (niños: $\alpha = .64$; docentes: $\alpha = .86$; padres: $\alpha = .76$; Richard's et al., 2017). Recientemente, Canet-Juric, Galli, Zaidán y Vázquez-Echeverría (2019) utilizaron la adaptación de la escala DSIS-C para analizar su relación con calificaciones escolares de Prácticas del lenguaje y Matemática, y con tareas estandarizadas de comprensión lectora y cálculo aritmético en niños. Sin embargo, el énfasis de estos trabajos no estuvo orientado hacia el análisis de la estructura teórico-conceptual del modelo de la escala DSIS-C.

A pesar de la importancia que la impulsividad tiene en el ámbito académico y en la vida cotidiana de los niños, la literatura se ha centrado en explicar las diferencias individuales en la conducta a partir de aspectos tales como los rasgos de personalidad o el temperamento. De este modo, contar con una versión adaptada, válida y confiable de la DSIS-C para ser aplicada a población infantil argentina, contribuiría a la comprensión de la conducta de los niños en edad escolar, lo cual reviste un gran valor clínico, diagnóstico, e incluso, educativo. Además, el análisis de la estructura de la escala supondría un aporte empírico a la indagación del modelo teórico del instrumento. Por este motivo, este trabajo se propone presentar evidencias de validez de la EIEDN, que consiste en la traducción y adaptación al español de la DSIS-C de Tsukayama et al. (2013). Para efectuar los análisis, se consideraron los criterios propuestos por Sireci (2003), quien sugiere que para establecer la validez de un instrumento, debe considerarse cuál es el principal propósito del mismo. En este caso, el propósito de la EIEDN es evaluar la impulsividad (general, interpersonal y escolar) a través de diferentes informantes en población infantil.

Para analizar la validez del instrumento se plantearon tres objetivos: (1) analizar la estructura factorial de la escala mediante análisis confirmatorio (validez de constructo) y verificar su

confiabilidad, (2) analizar la validez externa (concurrente) del instrumento mediante su asociación con otras medidas que evalúan el mismo constructo (transgresión de las normas, impulsividad, hiperactividad y déficit atencional) y (3) analizar la validez convergente de la escala de impulsividad en el dominio escolar mediante su asociación con variables teóricamente relacionadas (desempeño en tareas estandarizadas de comprensión lectora y cálculo aritmético).

Metodología

Diseño y participantes

Se utilizó un diseño correlacional, no experimental y transversal (Hernández-Sampieri, Fernández-Collado, & Baptista-Lucio, 2014). La muestra fue no probabilística intencional. Se llevaron a cabo tres estudios en función de los objetivos propuestos. La muestra general y utilizada para analizar la validez de constructo del instrumento (Objetivo 1) estuvo compuesta por 502 niños en edad escolar, de entre 8 y 12 años ($M = 10.78$, $DE = 1.56$). Del total, 238 eran niños (47.41%) y 264 eran niñas (52.59%). Además, 114 niños se encontraban en el 3° grado (22.71%), 139 en el 4° grado (27.69%), 150 en el 5° grado (29.88%) y 99 en el 6° grado (19.72%) de escolaridad primaria básica. También se obtuvieron las respuestas de 354 padres acerca de la conducta de esos niños (podría responder el padre, la madre, o el tutor del niño, pero solo hubo un informante por cada niño). Finalmente, se obtuvieron 197 respuestas de siete docentes sobre sus alumnos: una maestra de 3° grado completó 35 respuestas (17.8%), dos maestras de 4° grado completaron 74 respuestas (37.6%), dos maestras de 5° grado completaron 40 respuestas (20.3%) y dos maestras de 6° grado completaron 48 respuestas (24.4%).

Para el logro de los Objetivos 2 y 3, se uti-

lizaron dos submuestras. Para analizar la validez concurrente del instrumento (Objetivo 2), la segunda muestra estuvo compuesta enteramente por docentes. Se contó con la participación de 3 docentes que respondieron sobre 57 niños de 3° grado ($n = 20$), 4° grado ($n = 24$) y 5° grado ($n = 12$). Por último, la tercera muestra, utilizada para analizar la validez convergente de la escala (Objetivo 3), estuvo compuesta por 76 respuestas de niños (28 niños y 48 niñas; 4° grado: $n = 23$; 5° grado: $n = 30$; 6° grado: $n = 23$), 63 respuestas de sus padres (padre, madre o tutor) y 73 respuestas de 3 docentes sobre esos niños (4° grado: $n = 23$; 5° grado: $n = 28$; 6° grado: $n = 22$).

Todos los niños participantes asistían a escuelas de gestión privada de zonas residenciales de la ciudad de Mar del Plata, Argentina. Se consideraron los siguientes criterios de inclusión de participantes: estudiantes que no están bajo tratamiento psicológico y/o psiquiátrico, con visión normal o corregida, y que presentan un desarrollo típico, sin déficits ni alteraciones, y sin antecedentes de trastornos del aprendizaje o del desarrollo.

Instrumentos

Escala de impulsividad. Se utilizó la Escala de Impulsividad para Niños Específica de Dominio (EIEDN; Richard's et al., 2017) que consiste en la traducción y adaptación al español de la DSIS-C de Tsukayama et al. (2013). El instrumento permite indagar el comportamiento impulsivo en diferentes contextos o dominios como el social y el escolar. Los protocolos para padres, docentes y niños constan de 8 ítems cada uno, que representan comportamientos frecuentes en los niños. Cada ítem cuenta con cinco opciones de respuestas posibles que indagan la frecuencia con la que ha realizado una conducta: *casi nunca, aproximadamente una vez por mes, aproximadamente dos*

o tres veces al mes, aproximadamente una vez por semana y casi todos los días.

Conductas en el aula. Para la evaluación de conductas problema en el aula se utilizaron las subescalas *transgresión*, *impulsividad*, *hiperactividad* y *déficit atencional* de la Guía de Observación Comportamental (GOC; Ison & Fachinelli, 1993). La GOC es completada exclusivamente por el docente del niño y permite obtener datos acerca de la frecuencia de aparición de una serie de conductas problema, con tres opciones de respuesta: *nunca*, *a veces* y *casi siempre*. El factor *transgresión* implica la presencia de un patrón persistente de conductas en el que se violan los derechos básicos de los demás y las normas sociales apropiadas a la edad. Este factor está compuesto por nueve ítems (por ejemplo: *grita en el aula/casa al solicitar alguna cosa de los demás, incita a la agresión, se burla de otros*). El factor *impulsividad* involucra la pérdida de la capacidad para inhibir la conducta frente a un estímulo cuando es necesario hacerlo. Está conformado por cinco ítems (por ejemplo: *adopta decisiones repentinas sin pensar en las consecuencias, da respuestas precipitadas antes de que se le acaben de formular las preguntas*). El factor *hiperactividad* implica conductas motoras y/o verbales de tasa elevada que aparecen sin un aparente control de estímulos y que, por mantenerse durante un largo período, difícilmente pueden ser ignoradas por otras personas. Está compuesto por cuatro ítems (por ejemplo: *cambia de una actividad a otra dejando ambas incompletas, le cuesta respetar el turno en juegos o actividades grupales*). Por último, el factor *déficit atencional* se refiere a la dificultad por parte del niño para mantener focalizada su atención durante períodos cortos. Este factor está compuesto por cuatro ítems (por ejemplo: *pierde cosas necesarias para una tarea o actividad escolar, dificultad para concentrarse en el trabajo escolar*). La

GOC cuenta con datos normativos obtenidos en nuestro país (Ison & Soria, 1997), posee evidencias sobre su validez discriminante (diferenciando grupos con y sin conductas problema; Ison & Fachinelli, 1993) y ha sido administrada en población infantil en diversos estudios (p. ej., Andrés, 2014; Morelato & Ison, 2002; Musso, 2009).

Cálculo Aritmético. Para evaluar la habilidad de cálculo se utilizó el subtest de aritmética de la Prueba de Logro de Amplio Rango WRAT-3 de Wilkinson (1993). Este subtest evalúa las habilidades básicas de conteo, lectura de símbolos numéricos y desempeño en cálculos escritos. Está compuesto por 55 ítems que representan cálculos aritméticos cuya dificultad aumenta gradualmente, desde problemas de adición de un dígito hasta problemas avanzados de álgebra. El WRAT-3 ha mostrado índices de validez y confiabilidad adecuados en distintos grupos de edad (Snelbaker, Wilkinson, Robertson, & Glutting, 2001), especialmente en niños de 9 a 11 años en el contexto argentino (p. ej., Vernucci, Canet-Juric, Andrés, & Burín, 2017).

Comprensión lectora. Se utilizaron las pruebas de *screening* del Test Leer para Comprender (TLC; Abusamra, Ferreres, Raiter, De Beni, & Cornoldi, 2010), el cual cuenta con dos pruebas, una para niños de 9 y 10 años (cuarto y quinto año escolar) y otra prueba de mayor dificultad para niños de 11 y 12 años de edad (sexto año escolar). Cada prueba contiene un texto narrativo y un texto expositivo sobre los que luego se presentan diez preguntas, cada una con cuatro alternativas de respuesta, entre las cuales el alumno debe marcar la correcta. Se asigna 1 punto por respuesta correcta y 0 por incorrecta. La puntuación máxima posible para cada texto es 10. Se han reportado niveles de confiabilidad y validez adecuados (discriminante) para esta prueba en ambos grupos de edad (Abusamra et al., 2010).

Procedimiento para la recolección de los datos y consideraciones éticas

El presente estudio fue evaluado y aprobado por el Comité de Ética del Programa Temático Interdisciplinario en Bioética, dependiente de la Secretaría de Ciencia y Técnica del Rectorado de la Universidad Nacional de Mar del Plata (Fecha 11/03/2015). Luego fue presentado y aprobado por las instituciones educativas, donde se llevaron a cabo reuniones informativas con el personal docente y con los padres/tutores de los niños sobre los objetivos y procedimientos del estudio. Se entregó una hoja de información y se invitó a los padres/tutores a participar del estudio, para lo cual debían firmar un consentimiento informado. Asimismo, los niños debían manifestar su acuerdo para participar, y se les informó que podrían abandonar el estudio en cualquier momento si así lo requerían. La evaluación fue llevada a cabo de manera individual en un aula de las instituciones educativas a la que asistían los niños y fueron realizadas por un profesional entrenado para tal fin.

En el desarrollo del presente estudio se respetaron los lineamientos dados por el [Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas de Argentina](#) (CONICET) para el comportamiento ético en las Ciencias Sociales y Humanidades (Resolución N° 2857, 2006), los criterios recomendados por la American Psychological Association para las actividades destinadas a obtener conocimientos sobre procesos psicológicos en seres humanos (APA, 2010) y los principios éticos para la investigación con seres humanos estipulados por la Declaración de Helsinki ([World Medical Association](#), 2013).

Análisis de los datos

Se utilizó el Paquete Estadístico para Ciencias Sociales (SPSS; IBM, 2013) v. 22. En primer

lugar, se analizó la proporción de datos faltantes en cada una de las variables. En todas, la proporción fue menor al 3%. Luego, se utilizó el método de expectación-maximación para reemplazar los valores faltantes. Respecto de la presencia de casos atípicos, no se detectaron casos con desviaciones mayores a 3.29 DE respecto de la media en alguna o más de las variables ([George & Mallery, 2003](#); [Tabachnick & Fidell, 2001](#)).

Para evaluar la validez de constructo (Objetivo 1) se realizaron tres análisis factoriales confirmatorios (AFC) de la EIEDN, uno por cada informante. Se utilizaron para tal fin los protocolos de los 502 niños para el primer modelo, 354 protocolos de los padres para el segundo modelo, mientras que para el tercer modelo se utilizaron 197 protocolos de los docentes de los niños. Estos análisis se realizaron con el programa Lisrel ([Scientific Software International, 2006](#)). El método de estimación utilizado fue el de máxima verosimilitud (ML), y para evaluar el ajuste de los modelos, se utilizó el estadístico chi-cuadrado (χ^2), y los índices de ajuste CFI, NFI, NNFI y IFI, así como el RMSEA como medida de error ([Bentler, 1990](#); [Bentler & Bonett, 1980](#); [Hu & Bentler, 1998](#)). Los valores superiores a .90 para el CFI, NFI, NNFI, e IFI indican un ajuste aceptable a excelente; para el caso del RMSEA son adecuados valores inferiores a .08. Se estimó la confiabilidad compuesta (ρ ; [Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1995](#)). Los valores iguales o superiores a $\rho = .70$ son considerados como aceptables ([Nunnally, 1978](#)). Asimismo, se siguieron las sugerencias sobre el tamaño muestral necesario para la validación de instrumentos, que estiman que debe contarse con 5-10 participantes por ítem ([Carretero-Dios & Pérez, 2005](#)). Además, se analizaron las correlaciones de los dominios entre los informantes a través del coeficiente de correlación r de Pearson.

En segundo lugar, para evaluar la validez

concurrente (Objetivo 2) se realizaron correlaciones r de Pearson entre la versión docente de la EIEDN y las subescalas *transgresión a las normas*, *impulsividad*, *hiperactividad* y *déficit atencional* de la GOC. En último lugar, y con el fin de analizar la validez convergente (Objetivo 3), se realizaron correlaciones de r de Pearson entre impulsividad escolar (medida a través de padres y docentes) y el desempeño de los niños en cálculo matemático y comprensión lectora. Debido a la baja fiabilidad del cuestionario de impulsividad respondido por los niños, solo se analizó lo informado por el docente y por los padres.

Resultados

Objetivo 1: Validez de constructo

Se realizaron tres AFC para probar el modelo bifactorial en cada uno de los informantes:

(1) respuestas de los niños, (2) respuestas de los padres acerca de sus hijos, (3) respuestas de los docentes acerca de sus alumnos. La Tabla 1 muestra el resultado de ajuste para los tres modelos, conjuntamente con las cargas factoriales y la confiabilidad de cada subescala para cada informante.

Se puede observar que la escala mostró un ajuste excelente del modelo de dos factores para cada uno de los informantes. El Factor 1, compuesto por 4 ítems, se refiere a la impulsividad en el dominio escolar y obtuvo un índice de confiabilidad baja para el niño ($\rho = .53$), y adecuados para el docente ($\rho = .95$) y el padre ($\rho = .80$), mientras que el Factor 2 estuvo compuesto por 4 ítems referidos a la impulsividad interpersonal y obtuvo valores adecuados de confiabilidad para el niño ($\rho = .69$), el docente ($\rho = .92$) y el padre ($\rho = .77$). Como se observa en la Tabla 1, los indicadores de ajuste del modelo fueron satisfactorios en los tres

Tabla 1

Escala de Impulsividad Específica de Dominio para Niños (EIEDN): ítems y cargas estandarizadas para cada informante.

	Niño		Docente		Padre		
	Factor 1	Factor 2	Factor 1	Factor 2	Factor 1	Factor 2	
Ítem 1. Me olvido cosas o elementos que necesito para clases.	.47		.94		.66		
Ítem 4. No puedo encontrar cosas porque mi banco o mi habitación están muy desordenados.	.38		.86		.51		
Ítem 6. No recuerdo las cosas que mi maestra me pide hacer.	.49		.98		.80		
Ítem 7. En vez de escuchar o prestar atención me pongo a pensar en otras cosas.	.54		.87		.82		
Ítem 2. Interrumpo a mis compañeros mientras están hablando.		.56		.80		.56	
Ítem 3. Digo malas palabras o cosas que molestan o lastiman a los otros.		.59		.82		.70	
Ítem 5. Pierdo el control o la calma en casa o en la escuela.		.59		.90		.64	
Ítem 8. Cuando estoy enojado/a contesto mal a mis padres o maestros.		.63		.87		.81	
	(ρ)	.53	.69	.95	.92	.80	.77
	$\chi^2_{(19)}$	42.45**		30.71*		52.80**	
	CFI	.975		.995		.976	
	NFI	.955		.987		.964	
	NNFI	.963		.993		.965	
	IFI	.975		.995		.976	
	RMSEA	.050		.056		.071	

Nota. Los ítems de ejemplo corresponden al informante niño. * $p < .05$, ** $p < .01$.

Tabla 2

Estadísticos descriptivos, correlaciones entre dominios e inter-informante.

	1	2	3	4	5	6
1. Dominio Interpersonal (niño)	-					
2. Dominio Escolar (niño)	.40**	-				
3. Dominio Interpersonal (docente)	.22**	.10	-			
4. Dominio Escolar (docente)	.14*	.18**	.51**	-		
5. Dominio Interpersonal (padre)	.15**	.13**	.20**	.15*	-	
6. Dominio Escolar (padre)	.09*	.27**	.20**	.32**	.46**	-
M (DE)	2.22 (0.94)	1.75 (0.85)	1.55 (0.91)	1.33 (0.69)	2.01 (1.05)	2.11 (1.01)

Nota. * $p < .05$; ** $p < .01$.

casos, e incluso las cargas factoriales estuvieron por encima del mínimo ($> .38$).

Una vez que se obtuvieron los ítems de cada factor, se calcularon las correlaciones de los dominios inter-informante (niño-padre, $n = 352$; niño-docente, $n = 195$; padre-docente, $n = 157$). Los resultados se presentan en la Tabla 2.

Como puede observarse, las correlaciones entre los dominios escolar e interpersonal son moderadas (niño: $r = .40$, $p < .01$; docente: $r = .51$, $p < .01$; padre: $r = .46$, $p < .01$), mientras que las correlaciones entre informantes para el dominio interpersonal (niño-docente: $r = .22$, $p < .01$; niño-padre: $r = .15$, $p < .01$; padre-docente: $r = .20$, $p < .01$), y para el dominio escolar (niño-docente: $r = .18$, $p < .01$; niño-padre: $r = .27$, $p < .01$; padre-docente: $r = .32$, $p < .01$) fueron bajas.

Objetivo 2: Validez concurrente

Se evaluó la validez externa (concurrente) mediante correlaciones con las subescalas *transgresión a las normas*, *impulsividad*, *hiperactividad* y *déficit atencional* de la GOC, y las dimensiones *interpersonal* y *escolar* de la EIENDN. Los resultados de dichos análisis, así como los valores estadísticos descriptivos de las variables bajo estudio, se expresan en la Tabla 3.

Puede observarse que las subescalas de la

GOC presentaron correlaciones lineales positivas de moderadas a altas tanto con el dominio escolar como con el dominio interpersonal.

Objetivo 3: Validez convergente

Para aportar evidencias de validez externa (convergente) en el dominio escolar, se analizaron las relaciones entre la impulsividad escolar (medida a través del informe de padres y docentes) y las habilidades académicas de cálculo y comprensión lectora evaluadas a través de pruebas estandarizadas. Como fue mencionado previamente, debido a la baja fiabilidad del cuestionario de impulsividad respondido por los niños, solo se analizó lo informado por el docente y por los padres. Los resultados se muestran en la tabla 4.

En el dominio escolar, la impulsividad informada por los padres presentó asociaciones inversas bajas con las habilidades de cálculo matemático y comprensión lectora, mientras que la impulsividad informada por el docente presentó una relación inversa moderada solo con el cálculo matemático. Es decir que mientras mayores fueron los puntajes de impulsividad en el dominio escolar, menor fue el desempeño obtenido por los niños en las pruebas de habilidades académicas.

Tabla 3

Estadísticos descriptivos y correlaciones entre la EIEDN y las dimensiones de la GOC completadas por los docentes.

	1	2	3	4	5	6
1. EIEDN-Interpersonal – Docente	-					
2. EIEDN-Escolar – Docente	.77**	-				
3. GOC – Transgresión a las normas	.65**	.60**	-			
4. GOC – Impulsividad	.73**	.67**	.57**	-		
5. GOC – Hiperactividad	.55**	.34**	.41**	.77**	-	
6. GOC – Déficit Atencional	.63**	.66**	.47**	.91**	.73**	-
M (DE)	1.18 (0.80)	1.36 (0.97)	1.02 (0.05)	1.19 (0.42)	1.13 (0.38)	1.15 (0.40)

Nota. * $p < .05$; ** $p < .01$ **Tabla 4**

Estadísticos descriptivos y correlaciones entre la EIEDN en su dimensión escolar y pruebas estandarizadas de desempeño académico.

	1	2	3	4
1. EIEDN - docente-escolar	-			
2. EIEDN - padre-escolar	.35**	-		
3. Cálculo matemático	-.38**	-.23*	-	
4. Comprensión lectora	-.14	-.22*	.20*	-
M (DE)	1.51 (0.83)	2.11 (0.95)	15.50 (3.32)	15.04 (4.06)

Nota. * $p < .05$; ** $p < .01$

Discusión

Si bien la investigación empírica y teórica en el campo de la impulsividad se ha incrementado notablemente y ha mostrado la importancia de la impulsividad en una variedad de dominios tales como la salud física y mental, el desempeño académico, los hábitos de alimentación y las relaciones interpersonales, los estudios se han focalizado principalmente en rasgos individuales. Por este motivo, la principal contribución del presente estudio fue aportar evidencias de validez para la EIEDN: un instrumento de evaluación de la impulsividad en niños.

En función del Objetivo 1 del estudio (analizar la validez de constructo del modelo bifactorial de la escala), los resultados mostraron un buen ajuste para un modelo de dos factores –escolar e interpersonal– discriminados para cada uno de los informantes (niño, padre y docente). Estos hallazgos concuerdan con los trabajos de Tsukayama et

al. (2013) y Mischel et al. (2002), en los que se plantea que los niños –del mismo modo que los adultos– se caracterizan no solo por diferencias individuales, sino también por patrones distintivos y estables de relaciones situación-comportamiento (p. ej., el niño realiza la conducta A en la situación B, pero realiza la conducta C en la situación D). En este sentido, se observan relaciones moderadas entre los dominios escolar e interpersonal para cada uno de los informantes. Además, los análisis factoriales apoyan la independencia relativa de los dominios escolar e interpersonal en los diferentes informantes, mostrando que las conductas impulsivas de los niños pueden variar según el contexto en el que se llevan a cabo.

Respecto del grado de acuerdo entre los informantes, se observó que las relaciones para los dominios interpersonal y escolar fueron bajas. Al respecto, De los Reyes et al. (2013) señalan que, en general, es esperable observar relaciones bajas o incluso discrepancias cuando los informantes

completan medidas paralelas o idénticas. A menudo, los informantes suelen no estar de acuerdo respecto de observaciones comportamentales (p. ej., [De los Reyes et al., 2011](#)). Estas discrepancias pueden representar variaciones en las expresiones de los comportamientos evaluados en los contextos o ambientes, ya que la conducta puede variar según el lugar y, por tanto, según los informantes (por ejemplo, hogar vs. escuela, hogar vs. club). Incluso, la literatura señala que estas discrepancias son el resultado de las diferencias entre las reacciones de los propios informantes ante el comportamiento del niño evaluado (p. ej., [Duckworth & Yeager, 2015](#)). Asimismo, resulta esperable encontrar este patrón de correlaciones cuando no hay psicopatología, porque las conductas varían en función del ambiente, debido al cambio de reglas, pautas y normas de convivencia entre el ámbito escolar y la vida cotidiana en el hogar ([De los Reyes & Kazdin 2005](#); [Dumenci, Achenbach, & Windle, 2011](#); [Kraemer et al., 2003](#)). Cabe mencionar que estos hallazgos pueden afectar profundamente la forma en que los investigadores interpretan empíricamente sus datos y cómo los profesionales interpretan los resultados de la evaluación en la práctica clínica.

Respecto del Objetivo 2 del estudio (analizar la validez concurrente mediante su asociación con otras medidas), puede observarse que las subescalas *transgresión*, *impulsividad*, *hiperactividad* y *déficit de atención* de la GOC presentaron asociaciones positivas tanto con la dimensión interpersonal como con la dimensión escolar, según los informes de los docentes. Como fue mencionado, la subescala *transgresión a las normas* se refiere al incumplimiento de normas sociales apropiadas a la edad, y si bien en sí mismo no es un factor determinante de la impulsividad, es el resultado de un patrón de conductas desajustadas en el aula, debido a que los niños que presentan mayor impulsividad suelen transgredir las normas

(en este caso escolares). Por su parte, la subescala de *impulsividad* de la GOC mostró un patrón de relaciones fuertes con ambas dimensiones de la EIEDN: la escolar y la interpersonal. Cabe mencionar que la impulsividad, especialmente desde la apreciación de la GOC, refiere a un patrón caracterizado por impaciencia, respuestas precipitadas y dificultades para respetar turnos. En tercer lugar, la subescala de *hiperactividad* se refiere habitualmente a estar inquieto en el asiento del aula, y correr y/o saltar aun en ocasiones en que dicha conducta no es adecuada; y si bien la hiperactividad no es solo motora, sino también intelectual y verbal, este patrón de conductas en el aula suele ser caracterizado como impulsivo. Finalmente, la subescala de *déficit de atención* indaga sobre si el niño comete errores por descuido con frecuencia, realiza ciertas actividades sin reflexión aparente o presenta dificultades para concluir una tarea. En el ámbito escolar, si la tarea a realizar requiere esfuerzo y concentración, ello provoca rechazo y mala conducta, que a menudo son asociados con la impulsividad. Cabe mencionar que entre las problemáticas que suelen vincularse a la impulsividad (o los fallos en el autocontrol) se encuentran este tipo de conductas externalizantes evaluadas por la GOC, las cuales han recibido particular atención por ser observadas a menudo en el ámbito escolar y presentarse con frecuencia en la infancia ([Gomar, Mandil, & Bunge, 2010](#); [Ison & Fachinelli, 1993](#)). Estas conductas en general son identificadas como problemáticas y son una causa frecuente de consulta psicológica, aunque no necesariamente constituyen una patología. En conjunto, el patrón de correlaciones obtenido entre las subescalas de la GOC y las medidas de impulsividad escolar e interpersonal contribuyen a robustecer las evidencias de validez del instrumento EIEDN.

Finalmente, respecto del Objetivo 3 del estudio (analizar la validez convergente de la escala

de impulsividad en el dominio escolar mediante su asociación con variables teóricamente relacionadas), el análisis mostró que mientras mayor fue la impulsividad reportada en el dominio escolar, menor fue el desempeño de los niños en las pruebas de habilidades académicas. Estos resultados concuerdan con los de estudios previos (p. ej., [De Ridder et al., 2012](#); [Duckworth, Gendler, & Gross, 2014](#); [West et al., 2016](#)) que han presentado relaciones bajas pero significativas entre la impulsividad y diferentes pruebas de desempeño académico. Específicamente, el informe de los padres mostró asociaciones con ambas habilidades (cálculo y comprensión lectora), mientras que el informe del docente mostró relaciones solo con la habilidad de cálculo matemático. Esta diferencia en las correlaciones podría indicar que ambos informantes (padres y docentes) evalúan la conducta del niño desde lugares diferentes. En general, los padres describen los comportamientos en un sentido global de la impulsividad, en términos de la conducta que observan fuera de la escuela. A su vez, cabe mencionar que los padres tienen un acceso directo a la conducta del niño en situaciones de lectura o comprensión, más que a situaciones vinculadas con las matemáticas. En este sentido, el docente como informante tiene una mayor especificidad sobre la impulsividad en el ámbito escolar, e incluso puede focalizarse con mayor precisión sobre estos comportamientos, por lo que posiblemente su informe en el dominio escolar resulte más preciso y no global.

En líneas generales, la escala de impulsividad específica de dominio desarrollada por [Tsukayama et al. \(2013\)](#) y traducida al español por [Richard's et al. \(2017\)](#) presenta adecuadas evidencias empíricas de validez. Sin embargo, aun cuando los análisis de validez interna (de constructo) y externa (convergente y concurrente) presentan resultados consistentes, una mención especial debe realizarse respecto de su confiabilidad. El análisis

de la confiabilidad de la EIEDN reveló valores aceptables para los docentes y los padres, y un valor adecuado para el dominio social en los niños. No obstante, no fue aceptable para los niños en el dominio escolar. Cabe destacar que resultados similares de baja confiabilidad en instrumentos de autoadministración para niños de edad escolar han sido informados por otros estudios (p. ej., [Castrillón-Moreno & Borrero-Copete, 2005](#); [Ipiña, Molina, & Reyna, 2011](#)). Además, los autores originales de la DSIS-C ([Tsukayama et al., 2013](#)) también informan un índice de confiabilidad bajo ($\alpha = .63$) en ese dominio para el caso de los niños de la misma edad. Al respecto, se ha señalado en la literatura que los niños pequeños pueden sobreestimar la valoración que realizan de sus conductas, porque se encuentran aún en desarrollo las habilidades cognitivas de introspección que les permiten integrar información sobre sus destrezas, y además porque tienen una inclinación a responder de acuerdo a pautas normativas sobre lo que es apropiado hacer o no ([Ross, 2006](#)). Desde un enfoque psicométrico, la baja confiabilidad hallada también podría responder a ciertas características específicas de la escala, como la baja cantidad de ítems. Según [Loewenthal \(2001\)](#), existen ocasiones en donde es aceptable un criterio menor al evaluar la confiabilidad de los instrumentos, a saber, cuando se trata de escalas con escaso número de ítems o cuando poseen buenas evidencias de validez. En función de lo anterior, se considera necesario establecer líneas de investigación futuras en relación con la aplicación de medidas como la EIEDN. Asimismo, también es esperable que estudios futuros indaguen sobre la utilidad de esta medida en el ámbito clínico, así como la especificidad y sensibilidad de la escala en general, en su relación con otros síntomas psicopatológicos como la inatención y la hiperactividad, y analicen la confiabilidad de la escala para niños con otros métodos como el análisis test-retest.

En líneas generales, los resultados del presente estudio posibilitan brindar evidencias de validez de una escala de impulsividad aplicable en Argentina y suponen un avance respecto del uso de una herramienta de evaluación que brinda una mirada integradora de la impulsividad (en el ámbito interpersonal y escolar), y que es accesible y de fácil aplicación. A su vez también brinda la posibilidad de contar con la visión de varias fuentes cercanas al niño, lo cual permite tener una medida general de la impulsividad fortalecida por la evaluación de varios informantes. Si bien futuros estudios resultan necesarios, este estudio constituye un disparador inicial para evaluar la impulsividad de manera general y específica en los ámbitos de la vida cotidiana de los niños en edad escolar.

Referencias

- Abusamra, V., Ferreres, A., Raiter, A., De Beni, R., & Cornoldi, C. (2010). *Test Leer para Comprender TLC. Evaluación de la comprensión de textos*. Buenos Aires, Argentina: Paidós.
- American Psychological Association. (2010). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. Washington, DC: American Psychological Association. Recuperado de <https://www.apa.org>
- Andrés, M. L. (2014). *Efecto mediador de las estrategias cognitivas de regulación emocional en la relación entre los rasgos de personalidad y la ansiedad, depresión y felicidad en niños de 9 a 12 años de edad* (Tesis doctoral). Recuperado de <http://rpsico.mdp.edu.ar>
- Barratt, E. S., Stanford, M. S., Kent, T. A., & Felthous, A. (1997). Neuropsychological and cognitive psychophysiological substrates of impulsive aggression. *Biological Psychiatry, 41*(10), 1045-1061. doi: [10.1016/S0006-3223\(96\)00175-8](https://doi.org/10.1016/S0006-3223(96)00175-8)
- Baumeister, R. F., Vohs, K. D., & Tice, D. M. (2007). The strength model of self-control. *Current Directions in Psychological Science, 16*(6), 351-355. doi: [10.1111/j.1467-8721.2007.00534.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2007.00534.x)
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*(2), 238-246. doi: [10.1037/0033-2909.107.2.238](https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238)
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin, 88*(3), 588-606. doi: [10.1037/0033-2909.88.3.588](https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588)
- Canet-Juric, L., Galli, J. I., Zaidán, C., & Vázquez-Echeverría, A. (2019). Autocontrol y desempeño escolar en lengua y matemática. *Investigaciones en Psicología, 24*(1), 35-42. Recuperado de <http://www.psi.uba.ar/institucional.php?var=investigaciones/revistas/investigaciones/investigaciones.php>
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 5*(3), 521-551. Recuperado de <https://www.redalyc.org>
- Castrillón-Moreno, D., & Borrero-Copete, P. (2005). Validez estructural y confiabilidad del Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo STAIC para la valoración de la ansiedad en niños escolarizados entre 8 y 15 años de la ciudad de Medellín, Colombia. *Suma Psicológica, 12*(1), 47-60. Recuperado de <http://publicaciones.konradlorenz.edu.co/index.php/sumapsi/index>
- CONICET (2006). Resolución N° 2857. *Lineamientos para el comportamiento ético en las Ciencias Sociales y Humanidades*. Buenos Aires, Argentina. Recuperado de <http://web.conicet.gov.ar/documents/11716/0/RD+20061211-2857.pdf>
- De los Reyes, A., & Kazdin, A. E. (2005). Informant discrepancies in the assessment of childhood psychopathology: A critical review, theoretical framework, and recommendations for further study. *Psychological Bulletin, 131*(4), 483-509. doi: [10.1037/0033-2909.131.4.483](https://doi.org/10.1037/0033-2909.131.4.483)
- De los Reyes, A., Thomas, S. A., Goodman, K. L., & Kunder, S. M. A. (2013). Principles underlying the use of multiple informants' reports. *Annual Review of*

Clinical Psychology, 9(1), 123-149. doi: [10.1146/annurev-clinpsy-050212-185617](https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-050212-185617)

- De los Reyes, A., Youngstrom, E. A., Swan, A. J., Youngstrom, J. K., Feeny, N. C., & Findling, R. L. (2011). Informant discrepancies in clinical reports of youths and interviewers' impressions of the reliability of informants. *Journal of Child and Adolescent Psychopharmacology*, 21(5), 417-424. doi: [10.1089/cap.2011.0011](https://doi.org/10.1089/cap.2011.0011)
- De Ridder, D. T. D., Lensvelt-Mulders, G., Finkenauer, C., Stok, F. M., & Baumeister, R. F. (2012). Taking stock of self-control: A meta-analysis of how trait self-control relates to a wide range of behaviors. *Personality and Social Psychology Review*, 16(1), 76-99. doi: [10.1177/1088868311418749](https://doi.org/10.1177/1088868311418749)
- Duckworth, A. L., Gendler, T. S., & Gross, J. J. (2014). Self-control in school-age children. *Educational Psychologist*, 49(3), 199-217. doi: [10.1080/00461520.2014.926225](https://doi.org/10.1080/00461520.2014.926225)
- Duckworth, A. L., & Kern, M. L. (2011). A meta-analysis of the convergent validity of self-control measures. *Journal of Research in Personality*, 45(3), 259-268. doi: [10.1016/j.jrp.2011.02.004](https://doi.org/10.1016/j.jrp.2011.02.004)
- Duckworth, A. L., Kim, B., & Tsukayama, E., & Kim, B. E. (2013). Life stress impairs self-control in early adolescence. *Frontiers in Psychology*, 3, 608. doi: [10.3389/fpsyg.2012.00608](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00608)
- Duckworth, A. L., Taxer, J. L., Eskreis-Winkler, L., Galla, B. M., & Gross, J. J. (2019). Self-control and academic achievement. *Annual Review of Psychology*, 70(1), 373-399. doi: [10.1146/annurev-psych-010418-103230](https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010418-103230)
- Duckworth, A. L., & Yeager, D. S. (2015). Measurement matters: Assessing personal qualities other than cognitive ability for educational purposes. *Educational Researcher*, 44(4), 237-251. doi: [10.3102/0013189X15584327](https://doi.org/10.3102/0013189X15584327)
- Dumenci, L., Achenbach, T. M., & Windle, M. (2011). Measuring context-specific and cross-contextual components of hierarchical constructs. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 33(1), 3-10. doi: [10.1007/s10862-010-9187-4](https://doi.org/10.1007/s10862-010-9187-4)
- Eysenck, S. B., & Eysenck, H. J. (1977). The place of impulsiveness in a dimensional system of personality description. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 16(1), 57-68. doi: [10.1111/j.2044-8260.1977.tb01003.x](https://doi.org/10.1111/j.2044-8260.1977.tb01003.x)
- Few, L. R., Lynam, D. R., & Miller, J. D. (2015). Impulsivity-related traits and their relation to DSM-5 section II and III personality disorders. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 6(3), 261-266. doi: [10.1037/per0000120](https://doi.org/10.1037/per0000120)
- George, D., & Mallery, P. (2003). *Using SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Gomar, M., Mandil, J., & Bunge, E. (2010). *Manual de terapia cognitiva comportamental con niños y adolescentes*. Buenos Aires, Argentina: Polemos.
- Guion, K., Mrug, S., & Windle, M. (2009). Predictive value of informant discrepancies in reports of parenting: Relations to early adolescents' adjustment. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 37(1), 17-30. doi: [10.1007/s10802-008-9253-5](https://doi.org/10.1007/s10802-008-9253-5)
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1995). *Multivariate data analysis with readings* (4^a ed). New York: Macmillan.
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., & Baptista-Lucio, P. (2014). *Metodología de la Investigación* (6^a ed.). México DF: McGraw-Hill Interamericana.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. doi: [10.1037/1082-989X.3.4.424](https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424)
- Humphrey, L. L. (1982). Children's and teachers' perspectives on children's self-control: The development of two rating scales. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 50(5), 624-633. doi: [10.1037/0022-006X.50.5.624](https://doi.org/10.1037/0022-006X.50.5.624)
- IBM Corp. (2013). *IBM SPSS Statistics for Windows (Versión 22.0)* [Software de cómputo]. New York: IBM Corp.
- Ipina, M. J., Molina, L., & Reyna, C. (2011). Propiedades

- psicométricas de la Escala MESSY (versión autoinforme) en niños argentinos. *Revista de Psicología (PUCP)*, 29(2), 245-264. Recuperado de <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/index>
- Ison, M. S., & Fachinelli, C. C. (1993). Guía de observación comportamental para niños. *Interdisciplinaria*, 12(1), 11-21.
- Ison, M. & Soria, E. R. (1997). Baremo de la Guía de Observación Comportamental para Niños. *Interdisciplinaria*, 14(1-2), 25-46.
- Klonsky, E. D., Jane, J. S., Turkheimer, E., & Oltmanns, T. F. (2002). Gender role and personality disorders. *Journal of Personality Disorders*, 16(5), 464-476. doi: 10.1521/pedi.16.5.464.22121
- Kraemer, H. C., Measelle, J. R., Ablow, J. C., Essex, M. J., Boyce, W. T., & Kupfer, D. J. (2003). A new approach to integrating data from multiple informants in psychiatric assessment and research: Mixing and matching contexts and perspectives. *American Journal of Psychiatry*, 160(9), 1566-1577. doi: 10.1176/appi.ajp.160.9.1566
- Loewenthal, K. M. (2001). *An introduction to psychological tests and scales* (2ª ed.). East Sussex: Psychology Press.
- Mischel, W., Shoda, Y., & Mendoza-Denton, R. (2002). Situation-behavior profiles as a locus of consistency in personality. *Current Directions in Psychological Science*, 11(2), 50-54. doi: 10.1111/1467-8721.00166
- Morelato, G., & Ison, M. S. (2002). Autoconcepto real e ideal en niños: Estudio comparativo. *Revista Irice*, 16, 35-48. Recuperado de <http://www.irice-conicet.gov.ar:8080/portal/pda/9a969dbf-e2ee-4704-8340-d18213d3eabb/tool/22306f5f-abf1-432a-aeab-3879e245a8cc>
- Musso, M. (2009). Evaluación de funciones ejecutivas en niños: Análisis y adaptación de pruebas en un contexto escolar. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 27(1), 157-178. Recuperado de <https://www.aidep.org/es/ridep>
- Nigg, J. T. (2017). Annual Research Review: On the relations among self-regulation, self-control, executive functioning, effortful control, cognitive control, impulsivity, risk-taking, and inhibition for developmental psychopathology. *The Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 58(4), 361-383. doi: 10.1111/jcpp.12675
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2ª ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Patton, J. H., Stanford, M. S., & Barratt, E. S. (1995). Factor structure of the Barratt impulsiveness scale. *Journal of Clinical Psychology*, 51(6), 768-774. doi: 10.1002/1097-4679(199511)51:6<768::aid-jclp2270510607>3.0.co;2-1
- Richard's, M. M., Introzzi, I., Zamora, E., Vernucci, S., Stekler, F., & Andrés, M. L. (2017). Evidencias de validez convergente del paradigma Stop-Signal para la medición de la inhibición comportamental en niños. *Revista Argentina de Neuropsicología*, 30, 50-65. Recuperado de <https://www.revneuropsi.com.ar>
- Ross, J. A. (2006). The reliability, validity, and utility of self-assessment. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 11(10), 1-13. Recuperado de <https://scholarworks.umass.edu/pare>
- Scientific Software International (2006). LISREL (8). [Software de cómputo]. Recuperado de <http://www.ssi-central.com>
- Sireci, S. G. (2003). Validity: Content. En R. Fernández-Ballesteros (Ed.), *Encyclopedia of Psychological Assessment*. (Vol. 2, pp. 1075-1077). London, UK: Sage.
- Snelbaker, A. J., Wilkinson, G. S., Robertson, G. J., & Glutting, J. J. (2001). Wide Range Achievement Test 3 (WRAT3). En W. I. Dorfman & M. Hersen (Eds.), *Understanding psychological assessment* (pp. 259-274). New York: Springer US. doi: 10.1007/978-1-4615-1185-4_13
- Squillace, M., & Picón-Janeiro, J. (2017). Impulsividad, un constructo multifacético: Validación del CUBI. *Revista Evaluar*, 17(1), 1-17. doi: 10.35670/1667-4545.v17.n1.17070
- Squillace, M., Picón-Janeiro, J., & Schmidt, V. (2011).

- El concepto de impulsividad y su ubicación en las teorías psicobiológicas de la personalidad. *Revista Neuropsicología Latinoamericana*, 3(1), 8-18. doi: [10.5579/rnl.2011.0057](https://doi.org/10.5579/rnl.2011.0057)
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Tsukayama, E., Duckworth, A. L., & Kim, B. (2013). Domain specific impulsivity in school-age children. *Developmental Science*, 16(6), 879-893. doi: [10.1111/desc.12067](https://doi.org/10.1111/desc.12067)
- Vernucci, S., Canet-Juric, L., Andrés, M. L., & Burin, D. I. (2017). Comprensión lectora y cálculo matemático: El rol de la memoria de trabajo en niños de edad escolar. *Psyche*, 26(2), 1-13. doi: [10.7764/psyche.26.2.1047](https://doi.org/10.7764/psyche.26.2.1047)
- West, M. R., Kraft, M. A., Finn, A. S., Martin, R. E., Duckworth, A. L., Gabrieli, C. F. O., & Gabrieli, J. D. E. (2016). Promise and paradox: Measuring students' non-cognitive skills and the impact of schooling. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 38(1), 148-170. doi: [10.3102/0162373715597298](https://doi.org/10.3102/0162373715597298)
- Whiteside, S. P., & Lynam, D. R. (2001). The Five Factor Model and impulsivity: Using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and Individual Differences*, 30(4), 669-689. doi: [10.1016/S0191-8869\(00\)00064-7](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00064-7)
- Willcutt, E. G., Nigg, J. T., Pennington, B. F., Solanto, M. V., Rohde, L. A., Tannock, R. ... & Lahey, B. B. (2012). Validity of DSM-IV attention deficit/hyperactivity disorder symptom dimensions and subtypes. *Journal of Abnormal Psychology*, 121(4), 991-1010. doi: [10.1037/a0027347](https://doi.org/10.1037/a0027347)
- Wilkinson, G. S. (1993). *Wide Range Achievement Test 3*. Wilmington, DE: Wide Range.
- Wilkowski, B. M., & Robinson, M. D. (2016). Cognitive control processes underlying individual differences in self-control. En E. R. Hirt, J. J. Clarkson & L. Jia (Eds.), *Self-regulation and ego control* (pp. 301-324). Academic Press. doi: [10.1016/B978-0-12-801850-7.00015-9](https://doi.org/10.1016/B978-0-12-801850-7.00015-9)
- World Medical Association. (2013). *Declaration of Helsinki - Ethical principles for medical research involving human subjects*. Recuperado de <https://www.wma.net>
- Zapolski, T. C. B., Stairs, A. M., Settles, R. F., Combs, J. L., & Smith, G. T. (2010). The measurement of dispositions to rash action in children. *Assessment*, 17(1), 116-125. doi: [10.1177/1073191109351372](https://doi.org/10.1177/1073191109351372)
- Zuckerman, M. (2007). The sensation seeking scale V (SSS-V): Still reliable and valid. *Personality and Individual Differences*, 43(5), 1303-1305. doi: [10.1016/j.paid.2007.03.021](https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.03.021)
- Zuckerman, M., Eysenck, S. B., & Eysenck, H. J. (1978). Sensation seeking in England and America: cross-cultural, age, and sex comparisons. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46(1), 139-149. doi: [10.1037/0022-006X.46.1.139](https://doi.org/10.1037/0022-006X.46.1.139)

Diseño y validación de una escala de actitudes hacia las matemáticas

Design and Validation of an Attitudes towards Mathematics Scale

Florencia Stelzer^{1,2*}, Santiago Vernucci^{1,2}, Yesica Aydmune^{1,2},
Macarena del Valle^{1,2}, María Laura Andrés^{1,2}

1 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

2 - Facultad de Psicología. Universidad Nacional de Mar del Plata (UNMDP), Argentina.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 29/01/2020 Revisado: 10/03/2020 Aceptado: 02/04/2020

Resumen

El objetivo de este estudio es evaluar las propiedades psicométricas de una Escala de Actitudes hacia las Matemáticas (EAM) para estudiantes que finalizan la escolaridad primaria e inician la secundaria. Para ello, se diseñó una escala y se evaluaron sus propiedades psicométricas y su capacidad predictiva. Participaron 193 estudiantes de sexto grado de primaria y primer y segundo año de secundaria (edad: ME = 12.7 años; DE = 0.36). Las correlaciones ítems-total y el alfa de Cronbach ($\alpha = .92$) indicaron que la escala es consistente. El análisis factorial exploratorio indicó una estructura de tres factores, *designados competencia percibida, gusto/motivación por las matemáticas y conductas de compromiso escolar*. Se observaron correlaciones moderadas entre las tres dimensiones de la EAM y medidas de éxito y productividad académica en matemáticas. Estos resultados sugieren que la EAM representa un medio confiable y válido para la estimación de las actitudes hacia las matemáticas.

Palabras clave: *actitud hacia las matemáticas, medición, propiedades psicométricas, escolares*

Summary

The aim of this study is to evaluate the psychometric properties of an Attitudes towards Mathematics Scale (AMS) for students who are finishing elementary school and starting high school. For this purpose, a specific measure was designed, and its psychometric properties and predictive capacity were evaluated. 193 students of elementary (sixth grade) and high school (first and second year) participated in the study (M age = 12.7 years, SD = 0.36). Item-total correlations and Cronbach's alpha ($\alpha = .92$) indicated that the scale is consistent for construct measurement. Exploratory factor analysis showed a three-factor structure, *named perceived competence, liking/motivation for mathematics, and school engagement behaviours*. Regarding predictive validity, moderate correlations were found among scale's dimensions and measures of academic productivity and success in mathematics. These results suggest that the AMS represents a reliable and valid tool for assessing attitudes towards mathematics.

Keywords: *attitudes towards mathematics, assessment, psychometric properties, students*

*Correspondencia a: Florencia Stelzer, Dean Funes 3200 - 3 V / 7600 - Mar del Plata. Te.: +54 223 4475696. E-mail: florenciastelzer@gmail.com

Cómo citar este artículo: Stelzer, F., Vernucci, S., Aydmune, Y., del Valle, M., Andrés, M. L. (2020). Diseño y validación de una escala de actitudes hacia las matemáticas. *Revista Evaluar*, 20(2), 51-68. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

Diferentes estudios indicaron que las actitudes que los estudiantes muestran hacia las matemáticas y su aprendizaje predicen su desempeño en esta área del conocimiento (Aiken & Dreger, 1961; Burrus & Moore, 2016; Chen et al., 2018; Miñano & Castejón, 2011; Miranda, 2012; Pitsia, Biggart, & Karakolidis, 2017). Aunque existen diversas definiciones del término *actitud*, estas coinciden en caracterizarla como una tendencia evaluativa hacia un objeto y sus símbolos, que se construye principalmente a través de la experiencia. En este sentido, las actitudes son objeto de estudio de la Psicología (originalmente de la Psicología Social), pero también resultan de interés para diversos profesionales en distintos ámbitos de trabajo, como aquellos involucrados en la enseñanza-aprendizaje de las matemáticas (Auzmendi, 1992; Farías-Mata, 2015; Muñoz-Cantero & Mato-Vázquez, 2008; Vázquez-Alonso & Manassero-Mas, 1995; Zanna & Rempel, 1988). En el ámbito de la educación matemática predominan las definiciones multidimensionales del constructo. Farías-Mata (2011), por ejemplo, caracteriza las actitudes hacia las matemáticas como “tendencias psicológicas evaluativas, inferidas a partir de ciertas respuestas cognoscitivas, afectivas y conductuales, que expresan en conjunto algún grado de aprobación o desaprobación hacia las matemáticas” (p. 75). En consonancia con esta definición, distintos autores han considerado tres dimensiones de las actitudes hacia las matemáticas: *cognitiva*, *afectiva* y *comportamental* (p. ej., Auzmendi, 1992; Eagly & Chaiken, 2005; Pedrosa, Astiz, Montero, & Todisco, 2016). La dimensión cognitiva se refiere al conjunto de representaciones o creencias sobre las matemáticas; la afectiva considera la carga emocional relacionada con dichas representaciones; la comportamental estima las intenciones y tendencias de conducta

en relación con las matemáticas y su aprendizaje. En estas dimensiones se han propuesto diferentes aspectos o subdimensiones; no obstante, se observan diferencias entre los autores respecto de cuáles deberían integrar cada constructo.

En lo referido a la dimensión cognitiva, diferentes estudios (Adelson & McCoach, 2011; Auzmendi, 1992; González-Pienda et al., 2012; Palacios, Arias, & Arias, 2014; Tapia & Marsh, 2004) indicaron que la *competencia percibida* podría representar un subdimensión. También ha sido llamada *confianza en sí mismo* o *autopercepción matemática* y es definida como el autoconcepto que los estudiantes poseen respecto a su desempeño y capacidad de aprendizaje de las matemáticas (Adelson & McCoach, 2011; Fennema & Sherman, 1976; Tapia & Marsh, 2004).

Otra subdimensión cognitiva podría ser la *utilidad o valor percibido* (Adelson & McCoach, 2011; Auzmendi, 1992; Cueli, González-Castro, Álvarez, García, & González-Pienda, 2014; Eccles & Wigfield, 2002; Fennema & Sherman, 1976; Palacios et al., 2014; Tapia & Marsh, 2004), la cual es definida como el grado en el que los estudiantes perciben que las matemáticas resultan útiles para sus objetivos actuales y futuros en el ámbito escolar, laboral y en la vida diaria (Adelson & McCoach, 2011; Fennema & Sherman, 1976; Tapia & Marsh, 2004). Esta subdimensión se relacionaría con la motivación extrínseca, esto es, la energización o activación de las conductas producto de las consecuencias que su ejecución implica (Ryan & Deci, 2000). Si bien la mayor parte de las investigaciones sugieren que la utilidad percibida representa una dimensión independiente de las actitudes hacia las matemáticas (Eccles & Wigfield, 1995; Eccles, Wigfield, Harold, & Blumenfeld, 1993; Palacios et al., 2014; Tapia & Marsh, 2004), algunos estudios aportaron evidencia en un sentido contrario. Por ejemplo, Adelson y McCoach (2011) hallaron que las va-

riaciones en los indicadores de este componente no se distinguían con claridad respecto de las variaciones en indicadores que describían el gusto por las matemáticas y la autopercepción matemática. Asimismo, Muñoz-Cantero y Mato-Vázquez (2006, 2008) informaron que los indicadores típicamente utilizados para medir el valor percibido y el gusto por las matemáticas se agrupaban en un único factor llamado *agrado y utilidad de las matemáticas en un futuro*.

Respecto de la dimensión afectiva, una subdimensión propuesta por diversos investigadores (Adelson & McCoach, 2011; Aiken, 1974, 1979; Aiken & Dreger, 1961; Auzmendi, 1992; Fennema & Sherman, 1976; Hurtado-Mondoñedo, 2011; Tapia & Marsh, 2004) es el *disfrute o gusto por las matemáticas*, el cual se refiere al grado en el que los estudiantes experimentan placer o disfrute, tanto al realizar actividades que involucran a las matemáticas como durante el aprendizaje de este conocimiento. Ciertos autores (p. ej., González-Pienda et al., 2012) incluyeron al disfrute o gusto por las matemáticas dentro de otra dimensión afectiva más general, tal como la motivación intrínseca. Esto se debe a que el disfrute en la realización de tareas matemáticas constituye un aspecto de la motivación intrínseca (Stipek, 2002), la cual se relaciona con a la energización o impulso que activa los comportamientos producto del placer derivado de su ejecución (Deci & Ryan, 1985, 2000; Ryan & Deci, 2000). No obstante, otros autores (Tapia & Marsh, 2004) han aportado evidencia a favor de una distinción entre el gusto por las matemáticas y la motivación, entendida esta última como el interés en las matemáticas y el deseo de continuar su estudio.

Otra subdimensión afectiva es la *ansiedad matemática* (Aiken 1979; Aiken & Dreger, 1961; Auzmendi, 1992; Fennema & Sherman, 1976; González-Pienda et al., 2012; Hurtado-Mondoñedo, 2011), la cual se entiende como el grado en

que los estudiantes experimentan sentimientos de ansiedad, nerviosismo o temor al realizar actividades matemáticas (Fennema & Sherman, 1976; Suinn & Edwards, 1982). Aunque algunos autores (Auzmendi, 1992; Hurtado-Mondoñedo, 2011) informaron que los indicadores de ansiedad se agrupaban en un factor diferente respecto de los que describían la confianza en el propio desempeño en matemática (competencia percibida), otros estudios (Melancon, Thompson, & Becnel, 1994; Mulhern & Rae, 1998; O'Neal, Ernest, McLean, & Templeton, 1988; Tapia & Marsh, 2004) señalaron que los indicadores de ambos aspectos tendían a agruparse en un mismo factor.

En lo relativo a la dimensión comportamental, en la literatura no se ha analizado aún con suficiente claridad sus subdimensiones e indicadores. En la mayor parte de los cuestionarios, los ítems que consideran la tendencia o inclinación a actuar respecto de las matemáticas son escasos, y han sido definidos como indicadores de dimensiones del componente afectivo (p. ej., *Puedo pasarme horas estudiando matemáticas y haciendo ejercicios* como indicador de la dimensión *gusto por las matemáticas* [Palacios et al., 2014]; *Me gustaría poder evitar utilizar las matemáticas en la universidad* como indicador de la dimensión *motivación* [Tapia & Marsh, 2004]). Recientemente, Pedrosa et al. (2016) propusieron evaluar al componente comportamental como una dimensión independiente de las actitudes hacia las matemáticas y desarrollaron indicadores que se refieren tanto a la predisposición conductual como a las formas efectivas de actuación. Tales indicadores describen la dedicación de tiempo y esfuerzo en actividades de matemáticas (p. ej., *Preparo con tiempo suficiente los exámenes de matemáticas*), así como la declaración de preferencias (p. ej., *Prefiero estudiar cualquier otra materia antes que estudiar matemáticas*). Sin embargo, también se han establecido indicadores

que apuntan a juicios de valor sobre esta asignatura (p. ej., *Las matemáticas me resultan útiles para entender las demás áreas; Las matemáticas son valiosas y necesarias*), por lo que la diferenciación conceptual y operacional respecto de las dimensiones cognitiva y afectiva de las actitudes no resulta totalmente clara. Además, la tendencia a actuar y la actuación efectiva de los sujetos se relacionan con esquemas conceptuales diferentes. La primera se encuadra dentro de los modelos teóricos de actitudes hacia las matemáticas, en la medida en que la actitud comprende una tendencia evaluativa que puede concretarse o no en una acción dependiendo de condiciones contextuales (Auzmendi, 1992; Pedrosa et al., 2016). Por el contrario, la actuación efectiva de los sujetos ha sido considerada en mayor medida como un indicador del comportamiento de compromiso escolar ante esta asignatura (Fredricks, Blumenfeld, & Paris, 2004; Fredricks et al., 2016).

Si bien se han diseñado instrumentos de medición de las actitudes hacia las matemáticas en sujetos hispanohablantes, la mayor parte de estos son aplicables a estudiantes de nivel secundario y universitario, y su confiabilidad y validez ha sido contrastada principalmente en muestras españolas (p. ej., Alemany-Arrebola & Lara, 2010; Auzmendi, 1992; Bazán & Sotero, 1998; Muñoz-Cantero & Mato-Vázquez, 2008; Vallejo-Secco & Escudero-García, 1999; para una excepción en estudiantes de nivel inicial y primario ver Román-Alegre, Mera-Cantillo, Aragón-Mendizábal, & Delgado, 2019; González-Pienda et al., 2012; Palacios et al., 2014). En Latinoamérica, en general se han utilizado y validado las escalas desarrolladas en España y Estados Unidos, siendo la propuesta por Auzmendi (1992) la más utilizada en estudiantes de nivel terciario y universitario (p. ej., Escalera-Chávez, Moreno-García, & Rojas-Kramer, 2019; Dörfer & Ulloa-Duque, 2016; Cardoso-Espinosa, Vanegas-López, & Cerece-

do-Mercado, 2012; Petriz-Mayen, Barona-Ríos, Lopez-Villarreal, & Quiroz-González, 2010) y la de Fennema y Sherman (1976) en participantes de nivel secundario (p. ej., Meza-Cascante et al., 2019). En el contexto específico de Argentina, los instrumentos válidos y confiables son limitados y han sido propuestos principalmente para estudiantes de nivel universitario (p. ej., Abal, Auné, & Attorresi, 2018) o del segundo ciclo del nivel secundario (p. ej., Pedrosa et al., 2016).

Ahora bien, la adquisición de conocimientos y el desarrollo de habilidades en matemáticas resultan imprescindibles para el funcionamiento adaptativo en la sociedad actual (Butterworth, 2005). Al respecto, diferentes informes indicaron que un porcentaje notorio de estudiantes de Argentina presenta dificultades en el aprendizaje de las matemáticas. Por ejemplo, los resultados de los últimos dos operativos nacionales de evaluación de los logros de aprendizaje correspondientes al nivel primario indicaron que más de un 40% de los niños egresa sin adquirir los conocimientos esperados (Ministerio de Educación y Deportes, 2017; Ministerio de Educación, Cultura, Ciencia y Tecnología, 2019). En un sentido semejante, los resultados del estudio PISA 2018 indicaron que el 69% de los estudiantes de 15 y 16 años de Argentina se ubicaban dentro de los dos niveles más bajos de desempeño, es decir, no alcanzaban el nivel de competencias básicas en matemáticas que es necesario para desenvolverse funcionalmente en la sociedad moderna (Organisation for Economic Cooperation and Development, 2019).

Diferentes estudios indican que las actitudes hacia las matemáticas se relacionan con el desempeño y aprendizaje de esta asignatura (p. ej., Abu-Hilal, 2000; Gómez-Chacón, 2009; Hemmings, Grootenboer, & Kay, 2011), por lo que disponer de instrumentos válidos y confiables que permitan la medición de las actitudes hacia las matemáticas resulta fundamental. Además,

dado que es sabido que la actitud hacia las matemáticas se torna más negativa mientras mayor es la edad de los estudiantes (Núñez, et al., 2005; Watt, 2000), es de relevancia contar con medidas adecuadas para los diferentes niveles de formación educativa, y así poder realizar evaluaciones y seguimientos sobre la relación de los alumnos con la asignatura a lo largo del tiempo y realizar intervenciones pertinentes si fueran necesarias (Cubillo & Ortega, 2000).

El acceso a un instrumento válido y confiable de medición de las actitudes hacia las matemáticas en alumnos argentinos que finalizan la escolaridad primaria e inician la secundaria permitiría analizar el estado en que se encuentra este fenómeno en esta población. Además, una indagación diagnóstica sobre la actitud actual de los estudiantes hacia las matemáticas puede facilitar a futuro la puesta en marcha de intervenciones que contribuyan a su éxito académico en esta disciplina (Guvercin & Verbovskiy, 2014; Perels, Dignath, & Schmitz, 2009; Qaisar, Dilshad, & Butt, 2015). Por lo anterior, el objetivo de este trabajo fue desarrollar una escala para la medición de las actitudes hacia las matemáticas en estudiantes que finalizan la escolaridad primaria e inician la escolaridad secundaria de Argentina y aportar evidencias sobre su confiabilidad y validez predictiva. La escala fue llamada Escala de Actitudes hacia las Matemáticas (EAM).

Metodología

Tipo de estudio y diseño

Se efectuó un estudio instrumental (Montero & León, 2005). Se diseñó la Escala de Actitudes hacia las Matemáticas (EAM). Para ello, en función de la revisión de la literatura, se con-

sideraron tres dimensiones de las actitudes hacia las matemáticas: (a) *gusto/motivación por las matemáticas*, que considera el grado en el que los estudiantes manifiestan placer o disfrute al realizar actividades matemáticas o destinadas a su aprendizaje (Adelson & McCoach, 2011; Tapia & Marsh, 2004), así como la energización y orientación del comportamiento hacia este tipo de actividades (González-Pienda et al., 2012); (b) *competencia percibida*, que se refiere al autoconcepto que los estudiantes poseen como aprendices de matemáticas, incluyendo las creencias respecto a su desempeño en matemáticas y su capacidad de aprendizaje (Adelson & McCoach, 2011; Tapia & Marsh, 2004); y (c) *conductas de compromiso escolar*, que involucran aquellos comportamientos específicos que evidencian el esfuerzo y la dedicación que los estudiantes invierten en el aprendizaje de las matemáticas. Esta dimensión incluye indicadores que estiman la atención sobre las instrucciones y explicaciones del docente, la planificación del tiempo destinado al estudio de esta asignatura, la realización de tareas escolares en el hogar y de actividades en clase, el interés por su correcta concreción y la preparación de los materiales necesarios para la clase.

Estas dimensiones fueron seleccionadas debido a que reflejan los tres componentes del constructo, a saber, cognitivo, afectivo y comportamental. Además, para el caso de las dos primeras, diferentes estudios han aportado evidencia a favor de considerarlas como dimensiones de la actitud hacia las matemáticas (Adelson & McCoach, 2011; Auzmendi, 1992; González-Pienda et al., 2012; Palacios et al., 2014; Tapia & Marsh, 2004). Respecto de la dimensión de conductas de compromiso escolar, si bien dentro de los modelos teóricos de actitudes hacia las matemáticas no se la ha considerado, existe evidencia que indica que la conducta específica que los sujetos manifiestan respecto a las matemáticas y su aprendiza-

je contribuye de forma diferencial al desempeño y su aprendizaje (Fredricks et al., 2004; Hattie, 2009; Marsh et al., 2016), por lo que su medición reviste interés.

Para la selección de los ítems que integran el cuestionario se revisó el contenido de los cuestionarios en inglés y español más utilizados para la medición de este constructo (p. ej., Adelson & McCoach, 2011; Aiken, 1979; Auzmendi, 1992; Fennema & Sherman, 1976; González-Pienda et al., 2012; Muñoz-Cantero & Mato-Vázquez, 2008; Palacios et al., 2014; Tapia & Marsh, 2004) y se seleccionaron aquellos que a juicio de dos expertos en la temática reflejaban con mayor precisión y claridad cada una de las dimensiones propuestas. En el caso de los ítems en inglés, fueron traducidos por un experto en la temática con dominio del idioma.

Conforme a lo sugerido para la evaluación de la conducta de sujetos de entre 11 y 15 años de edad, se optó por una escala de respuesta Likert de cuatro opciones (Chambers & Johnston, 2002; Lozano, García-Cueto, & Muñiz, 2008; Mellor & Moore, 2014) que oscila entre *totalmente parecido a mí* y *totalmente distinto a mí*. Se decidió no incluir una opción de respuesta neutral a fin de propiciar la elección de una tendencia respecto de cada ítem.

La versión inicial del cuestionario estuvo integrada por 28 ítems, de los cuales 8 se refieren a la dimensión *competencia percibida* (5 ítems con puntuación invertida); 9 a *gusto/motivación por las matemáticas intrínseca* (4 ítems con puntuación invertida) y 10 a *conductas de compromiso escolar* (2 ítems con puntuación invertida).

Participantes

Los participantes fueron seleccionados de forma no probabilística, por disponibilidad.

La muestra inicial estuvo integrada por 193 estudiantes de sexto grado del nivel primario, y de primer y segundo año del nivel secundario (sexto grado: $n = 25$; primer año: $n = 100$; segundo año: $n = 68$), asistentes a un establecimiento educativo de gestión privada de la ciudad de Mar del Plata, Argentina. Fueron excluidos del análisis de los datos aquellos casos en los que los progenitores o responsables legales informaron la presencia de diagnóstico de trastornos mentales o neurológicos. La muestra final quedó conformada por 181 estudiantes (sexto grado: $n = 20$ [9 varones]; primer año: $n = 91$ [40 varones]; segundo año: $n = 66$ [25 varones]).

Instrumentos

Versión reducida de la escala de desempeño académico APRS (Academic Performance Rating Scale; DuPaul, Rapport, & Perriello, 1991). La escala original está integrada por 19 ítems y constituye un cuestionario cerrado de opción múltiple que indaga la percepción del docente sobre el desempeño académico del estudiante. Para este estudio, se aplicaron únicamente los ítems que se refieren al desempeño en matemáticas (12 ítems); cinco ítems pertenecen a la subescala de *éxito académico* y siete ítems a la subescala de *productividad académica*. La primera se relaciona con los resultados observables del aprendizaje y considera tanto el rendimiento del estudiante durante el trabajo escolar como su capacidad para aprender rápidamente (p. ej., *¿Cómo es en términos generales la calidad de sus trabajos escolares?*; *¿Con cuánta rapidez aprende los niños nuevos contenidos?*). La subescala *productividad académica* considera aquellos comportamientos que son importantes para alcanzar el éxito académico, tales como la realización de las actividades en clase, el seguimiento de instrucciones y la ca-

pacidad de trabajo autónomo (p. ej., *¿Con cuánta frecuencia este niño completa las tareas de una manera descuidada y apresurada?*). Las respuestas se registran en una escala Likert que oscila de 1 a 5 (*nunca o pobre a muy a menudo o excelente*). Este cuestionario ha sido aplicado previamente en el contexto de Argentina y se han observado relaciones significativas con medidas estandarizadas del desempeño en matemáticas (Stelzer, Canet-Juric, Andrés, Vernucci, & Richards, 2019). En el presente estudio, tanto la escala total como las subescalas mostraron adecuada consistencia interna (escala total: $\alpha = .81$; éxito académico: $\alpha = .84$; productividad académica: $\alpha = .76$).

Ficha sanitaria. Constituye un cuestionario semicerrado de informe de los padres en el que se indaga la presencia en el estudiante de antecedentes o diagnóstico actual de trastornos psicológicos, psiquiátricos o neurológicos. En él, se pregunta si el estudiante presenta o presentó dificultades atencionales, académicas o de control de los impulsos y/o emociones. En caso de que se responda afirmativamente ante alguna dificultad, se debe detallar si se concurrió a algún profesional (especificando cuál) y qué diagnóstico brindó.

Procedimiento y consideraciones éticas

Para la participación en este estudio fue requerida la autorización por escrito de los padres, a través de la firma de un consentimiento informado en el que se detallaban los objetivos del estudio, los instrumentos de evaluación que serían utilizados y la posibilidad de abandonar la investigación en el momento en que lo solicitaran. Además, se especificaba que los datos recabados serían tratados y utilizados confidencialmente, conforme a la Declaración de Helsinki (World Medical Association, 2013) y en consonancia con

los principios éticos y el código de conducta de los psicólogos, establecido y reformulado por la Asociación Americana de Psicología (American Psychological Association, 2010). Los estudiantes fueron informados por uno de los investigadores responsables sobre el estudio y sus alcances y se requirió su asentimiento verbal para participar.

La ficha sanitaria fue enviada a los progenitores a través del cuaderno de comunicaciones. El cuestionario EAM fue administrado de forma grupal en el salón habitual de clases de los estudiantes, por operadores entrenados, durante el primer trimestre del año escolar. El cuestionario de desempeño académico APRS fue enviado a los docentes durante el último trimestre del año escolar.

Análisis de datos

En primer lugar, se evaluó la correlación entre cada ítem y la puntuación total de la escala y se eliminaron aquellos ítems que mostraban correlaciones inferiores a .3 (Wieland, Durach, Kembro, & Treiblmaier, 2017; Zaichkowsky, 1994). Se calculó luego el coeficiente alfa de Cronbach (α) para la escala total. En segundo lugar, para evaluar la estructura interna del instrumento, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE), utilizando el método de factorización de ejes principales y la extracción según autovalores > 1 . Para esto, se comprobó primero la adecuación de los datos a través del test de esfericidad de Barlett y de la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Se consideraron como indicadores de adecuación un valor $p < .05$ en el test de esfericidad de Barlett y valores $KMO > .5$. En función de los resultados del primer AFE, se efectuó un segundo AFE a través del mismo método de factorización, pero estableciendo tres factores de extracción. Se utilizó la rotación oblimin

Tabla 1

Matriz de configuración y matriz de estructura con comunalidades para la versión reducida de la Escala de Desempeño Académico.

Ítem	Matriz de configuración			Matriz de la estructura			h ²
	CP	CC	GM	CP	CC	GM	
2 Disfruto jugando juegos que tienen matemáticas.			.46	.39	.24	.55	.32
3 Cuando sea mayor me gustaría tener un trabajo en el cual tenga que usar matemáticas.			.67	.38	.21	.70	.49
6 Las matemáticas son divertidas y entretenidas para mí.	.44		.57	.66	.19	.74	.69
11 (INV) Espero tener que utilizar poco las matemáticas cuando termine la escuela.			.65	.31	.13	.64	.42
14(INV) Me gustaría no tener la materia matemáticas el próximo año.			.66	.54	.36	.77	.64
16 (INV) Las matemáticas no tienen interés para mí.			.68	.54	.32	.79	.65
18 Me gustaría aprender más temas de matemáticas.			.64	.42	.30	.70	.50
23 (INV) Me disgusta estudiar matemáticas, incluso las partes más fáciles.			.35	.47	.40	.52	.37
25 Quiero llegar a tener un conocimiento más profundo de las matemáticas.			.79	.17	.21	.70	.52
1 Si me lo propongo puedo sacar buenas notas en matemáticas.	.50			.55	.36	.25	.33
5 (INV) Me siento más torpe en matemáticas que la mayoría de mis compañeros.	.62			.66	.36	.32	.45
9 (INV) No entiendo las matemáticas.	.82			.84	.32	.44	.71
13 Aprendo matemáticas fácilmente.	.80			.83	.29	.47	.70
20 (INV) En matemáticas me cuesta trabajo entender qué tengo que hacer.	.46			.56	.37	.33	.34
22 Soy bueno resolviendo problemas de matemáticas.	.74			.80	.25	.52	.66
24 (INV) Soy malo en matemáticas.	.91			.90	.34	.42	.81
27 (INV) Las matemáticas son difíciles para mí.	.77			.81	.26	.50	.68
4 Escucho muy atentamente al profesor en clase de matemáticas.		.56		.29	.59	.26	.36
7 (INV) Me olvido cosas o elementos que necesito para la clase de matemáticas.		.64		.09	.58	.13	.36
10 Mi carpeta de matemáticas está completa.		.79		.22	.77	.22	.60
12 Llego a los exámenes de matemática con todos los contenidos bien estudiados.		.53		.37	.60	.25	.38
17 En clases de matemáticas me esfuerzo por completar todos los ejercicios.		.49		.27	.53	.25	.29
19 (INV) En clase de matemáticas no recuerdo las cosas que mi profesor me pide hacer.		.46		.27	.48	.06	.26
21 Traigo completa la tarea de matemáticas a clase.		.70		.27	.71	.22	.50
26 Terminé todas las actividades que se dan en clase.		.47		.48	.60	.36	.44

Nota. CP: competencia percibida; CC: conductas de compromiso escolar; GM/MI: gusto por las matemáticas / motivación intrínseca.

directa ya que la literatura sugiere asociaciones entre las dimensiones propuestas en la EAM (p. ej., Adelson & McCoach, 2011; Goetz, Cronjäger, Frenzel, Lüdtke, & Hall, 2010; Goetz et al., 2012). Luego, se calcularon los coeficientes α para cada una de las dimensiones identificadas a través del AFE. Finalmente, se evaluó la validez predictiva de cada dimensión a través de sus relaciones con las escalas de productividad académica y éxito académico del APRS. Para esto, se consideró como puntuación en cada dimensión el promedio en el conjunto de ítems que las integraban.

Resultados

Análisis de confiabilidad

El análisis de confiabilidad general de la escala mostró un valor α de .91. Se analizaron las correlaciones entre cada ítem y la puntuación total de la escala sin considerar el mismo ítem. El rango de las correlaciones resultantes fue de -.14 a .71. Con el propósito de incrementar la confiabilidad general de la escala, se eliminaron tres ítems que presentaban correlaciones inferior

Tabla 2

Correlaciones entre los factores de la EAM.

	Compromiso escolar	Gusto / motivación
Competencia percibida	.38**	.49**
Compromiso escolar		.28**

Nota. ** $p < .001$.

res a .3 con el total de la escala (Wieland et al., 2017; Zaichkowsky, 1994). Uno de los ítems eliminados respondía a la escala *competencia percibida* (*Resuelvo los problemas de matemáticas sin demasiado esfuerzo*, $r = -.14$) y los otros dos

pertenecían a la escala *conducta de compromiso escolar* (*Preparo con tiempo suficiente los exámenes de matemáticas*, $r = .09$; *Reviso y corrijo los ejercicios que trabajamos en clases*, $r = .17$). La versión final del cuestionario quedó integrada por 25 ítems ($\alpha = .92$). El rango de correlaciones entre cada ítem y la escala sin considerar ese mismo ítem fue de .28 a .71.

Validez de constructo

Con el objetivo de establecer si el conjunto de 25 ítems seleccionados reflejaba la estructura teórica de tres dimensiones establecida en el cuestionario, se aplicó un AFE utilizando el método de factorización de ejes principales y la extracción según autovalores mayores que 1. El test de esfericidad de Barlett ($\chi^2_{(300)} = 2041.266$, $p < .001$) y la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (.904) indicaron que los datos eran adecuados para el análisis factorial.

Los resultados del AFE indicaron 5 factores con un autovalor mayor que 1 que explicaban el 64.17% de la varianza. Si bien la regla de Kaiser-Guttman sugeriría retenerlos, el cuarto y quinto factor mostraron autovalores levemente mayores que 1 (< 1.1) y cada uno explicaba menos del 4% de la varianza. Considerando que la literatura sugiere que el método de selección por la regla de Kaiser-Guttman puede conducir a la sobre factorización (Russell, 2002), teniendo en cuenta la baja proporción de varianza adicional que explica un modelo de 5 factores (7%) y analizando el punto de inflexión en la pendiente del gráfico de sedimentación, se optó por extraer tres factores.

Se efectuó un segundo AFE a través del método de factorización de ejes principales estableciendo 3 factores de extracción. Se utilizó la rotación oblimin directa. Los tres factores obte-

Tabla 3

Correlaciones entre las subescalas de la EAM y las subescalas del cuestionario de desempeño académico APRS.

	Gusto/motivación	Competencia percibida	Compromiso escolar
Éxito académico	.43**	.54**	.37**
Productividad académica	.34**	.41**	.49**

Nota. ** $p < .001$.

nidos explicaban el 55.5% de la varianza. En la Tabla 1 se presenta la matriz de configuración y la matriz de la estructura con las comunalidades de cada variable.

La matriz de configuración mostró que únicamente el ítem 6 presentaba cargas superiores a .3 en más de un factor, por lo que se optó por asignarlo a aquel en el que mostraba mayor peso. El resto de los ítems presentaron cargas superiores a .3 en un único factor, al que fueron respectivamente asignados. El primer factor, integrado por 8 ítems, agrupó aquellos que describen la autopercepción de los estudiantes respecto a su desempeño en matemáticas y su capacidad de aprendizaje de esta asignatura, por lo que fue designado competencia percibida. El segundo factor, designado conductas de compromiso escolar, aunó 8 ítems que describen conductas que evidencian la planificación, inversión de tiempo y el esfuerzo destinado al aprendizaje de las matemáticas. Por último, el tercer factor quedó integrado por 9 ítems, y agrupó aspectos referidos a la energización y orientación del comportamiento hacia actividades que involucran las matemáticas y su aprendizaje, así como el placer o disfrute que la ejecución de tales tareas implica. Este factor fue designado gusto/motivación por las matemáticas. Las cargas factoriales de los distintos ítems se correspondieron con las dimensiones para las que habían sido originalmente seleccionados durante el desarrollo de la EAM. Las correlaciones entre los factores extraídos se expresan en la Tabla 2.

Confiabilidad de las dimensiones de la EAM

Se analizó la confiabilidad de las tres dimensiones de la EAM que fueron identificadas en el apartado anterior a través del AFE. Los resultados indicaron que los ítems que integraban cada dimensión eran consistentes entre sí: *competencia percibida*, $\alpha = .91$; *gusto/motivación por las matemáticas*, $\alpha = .89$; *conducta de compromiso escolar*, $\alpha = .82$.

Validez predictiva

Se contrastó la validez predictiva de la escala a través del análisis de las correlaciones entre las dimensiones de la EAM y las subescalas de productividad académica y éxito académico del APRS. Los resultados se presentan en la Tabla 3. Puede observarse que todas las correlaciones resultaron estadísticamente significativas. Las asociaciones fueron en general moderadas, con valores de r oscilando entre .37 y .54, lo que muestra la capacidad predictiva del instrumento.

Discusión

El objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de la EAM para estudiantes argentinos que finalizan la escolaridad primaria e inician la secundaria y proveer evidencias sobre su validez y confiabilidad. Para el diseño de la EAM se consideraron tres dimensiones: (a)

competencia percibida, (b) *gusto/motivación por las matemáticas* y (c) *conductas de compromiso escolar*. Estas fueron seleccionadas debido a que reflejan los tres componentes del constructo. Para las dos primeras, diferentes estudios evidenciaron que representan aspectos de los componentes cognitivo y afectivo (Adelson & McCoach, 2011; Auzmendi, 1992; González-Pienda et al., 2012; Palacios et al., 2014; Tapia & Marsh, 2004). Respecto a la dimensión de *conductas de compromiso escolar*, diferentes estudios indicaron que el esfuerzo y tiempo que los estudiantes invierten en el aprendizaje de las matemáticas afecta el desempeño y aprendizaje en esta asignatura (Fredricks et al., 2004; Hattie, 2009; Marsh et al., 2016), por lo que dicha dimensión fue desarrollada a fin de evaluar estos aspectos.

Los resultados mostraron que el cuestionario refleja la estructura propuesta de tres dimensiones y que su nivel de confiabilidad es adecuado. El primer factor, designado *competencia percibida*, aunó aquellos ítems que describen la percepción que los estudiantes tienen de sí mismos como aprendices de matemáticas, e incluyen descripciones de la cualidad de su desempeño y su capacidad de aprendizaje. El segundo factor, denominado *conductas de compromiso escolar*, agrupó los ítems que consideran el nivel de atención sobre las instrucciones y explicaciones del docente, la planificación del tiempo destinado al estudio de esta asignatura, el grado de realización de las actividades escolares, el interés por su correcta concreción y la preparación de los materiales necesarios para la clase. Por último, el tercer factor, nombrado *gusto/motivación por las matemáticas*, agrupó aspectos referidos a la energización y orientación del comportamiento hacia actividades que involucran las matemáticas y su aprendizaje, así como el placer o disfrute que implica la ejecución de tales tareas. Estudios previos realizados con estudiantes de nivel pri-

mario y secundario de Estados Unidos (Adelson & McCoach, 2011; Tapia & Marsh, 2004) y España (González-Pienda et al., 2012; Palacios et al., 2014) también informaron que los ítems que describen la autopercepción del desempeño y capacidad de aprendizaje se agrupan en un factor diferente respecto de aquellos que reflejan el agrado por las actividades que involucran las matemáticas y su aprendizaje –gusto o agrado por las matemáticas– (Adelson & McCoach, 2011; Palacios et al., 2014; Tapia & Marsh, 2004), o de aquellos que describen la energización y activación del comportamiento hacia actividades que involucran las matemáticas –motivación– (González-Pienda et al., 2012).

Por otro lado, conforme a lo señalado en la literatura (Adelson & McCoach, 2011; Goetz et al., 2010, 2012; Pinxten, Marsh, de Fraine, van den Noortgate, & van Damme, 2014), el análisis de correlación entre los factores y los coeficientes de la matriz de la estructura indicaron que los factores se encuentran relacionados entre sí, siendo más fuerte el vínculo entre el factor *competencia percibida* y el factor *gusto/motivación por las matemáticas*.

Respecto de la validez predictiva de la escala, las tres subescalas propuestas mostraron correlaciones significativas, en general moderadas, con las escalas *éxito académico* y *productividad académica* de la escala APRS. La escala *éxito académico* mide el rendimiento del estudiante durante el trabajo escolar, su capacidad para aprender y los resultados finales del aprendizaje. Por otro lado, la *escala productividad académica* considera aquellos comportamientos que son importantes para alcanzar el éxito académico, tales como la realización de las actividades en clase, la capacidad de trabajo autónomo y el seguimiento de las instrucciones docentes.

Diferentes modelos teóricos sobre los factores motivacionales implicados en el aprendizaje

académico postulan que la percepción que los estudiantes poseen respecto a su competencia dentro de un área se relaciona con el nivel de conocimiento y habilidad que alcanzan en dicha área, es decir, su éxito académico (Bandura, 1997; Connell & Wellborn, 1990; Schunk & Pajares, 2009). Este postulado ha sido respaldado en diversas investigaciones (Olivier, Archambault, de Clercq, & Galand, 2019; Pajares & Miller, 1994; Parker, Marsh, Ciarrochi, Marshall, & Abduljabbar, 2014; Pinxten et al., 2014), por lo que la correlación significativa hallada entre la subescala *competencia percibida* de la EAM y la escala *éxito académico* del APRS aporta evidencia a favor de la validez de la primera.

Asimismo, desde el modelo del autosistema del desarrollo motivacional (Self-System Model of Motivational Development; Skinner, Furrer, Marchand, & Kindermann, 2008; Skinner, Kindermann, Connell, & Wellborn, 2009) se propone que las conductas de esfuerzo, dedicación e involucramiento en un área académica y las reacciones afectivas hacia ella (p. ej., entusiasmo, aprecio, interés, disfrute) predicen el desempeño y aprendizaje en dicha área académica. Las correlaciones significativas de la escala *éxito académico* con las escalas *gusto/motivación por las matemáticas* y *conductas de compromiso escolar* en matemáticas están en sintonía con estos postulados y evidencian su validez para la medición de tales aspectos de las actitudes hacia las matemáticas.

Por otro lado, la escala *productividad académica* del APRS se solapa a nivel operativo con la escala *conductas de compromiso escolar*, en lo que respecta a los indicadores de atención sobre las explicaciones del docente y la realización de actividades académicas. Lo anterior explicaría la relación observada entre ambas y respalda la validez de la subescala propuesta. Asimismo, distintos estudios han indicado una relación entre la cualidad y cantidad de trabajo académico (en este

estudio productividad académica) y el placer o disfrute que los estudiantes experimentan durante dicha labor (Skinner et al., 2009), lo que explicaría la relación hallada entre la escala *gusto por las matemáticas/ motivación* y la escala *productividad académica* del APRS, a la vez que aporta evidencia respecto a la validez de la primera.

En síntesis, los resultados aportan evidencia sobre la confiabilidad y la validez de la EAM para la evaluación de las actitudes hacia las matemáticas en estudiantes argentinos que finalizan la escolaridad primaria e inician la secundaria. No obstante, los datos deben tomarse con cautela y futuras investigaciones deberán profundizar el estudio de las propiedades psicométricas de la EAM. Una de las limitaciones de este trabajo es que el número de participantes no ha permitido contrastar si existen diferencias en función del año escolar en los criterios de confiabilidad y validez analizados. Adicionalmente, la generalización de los resultados se encuentra obstaculizada debido al trabajo con una muestra no probabilística, que a su vez se conforma por estudiantes asistentes a una única institución educativa de gestión privada. En este sentido, será conveniente realizar nuevos estudios con muestras más numerosas y provenientes de distintos contextos socioculturales que aporten evidencia a favor a la generalización de los resultados y contrasten su estabilidad en distintos años escolares. Asimismo, futuras investigaciones deberán contrastar otras formas de validez y considerar diversos métodos de estimación de la confiabilidad del instrumento (p. ej., test-retest, validez discriminante) a fin de contar con mayor evidencia sobre la confiabilidad y validez total de la escala. Pese a estas limitaciones, este trabajo representa un aporte al ofrecer una escala de medición de las actitudes hacia las matemáticas susceptible de ser aplicada a estudiantes de Argentina con evidencias de validez y confiabilidad.

Referencias

- Abal, F. J. P., Auné, S. E., & Attorresi, H. F. (2018). Construcción y validación de una escala de actitud hacia la matemática para estudiantes de psicología. *Universitas Psychologica*, 17(4), 1-15. doi: [10.11144/Javeriana.upsy17-4.cvea](https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy17-4.cvea)
- Abu-Hilal, M. M. (2000). A structural model of attitudes towards school subjects, academic aspiration and achievement. *Educational Psychology*, 20(1), 75-84. doi: [10.1080/014434100110399](https://doi.org/10.1080/014434100110399)
- Adelson, J. L., & McCoach, D. B. (2011). Development and psychometric properties of The Math and Me Survey. Measuring third through sixth graders' attitudes toward mathematics. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 44(4), 225-247. doi: [10.1177/0748175611418522](https://doi.org/10.1177/0748175611418522)
- Aiken, L. R. (1974). Two scales of attitude toward mathematics. *Journal for Research in Mathematics Education*, 5(2), 67-71. doi: [10.2307/748616](https://doi.org/10.2307/748616)
- Aiken, L. R. (1979). Attitudes toward mathematics and science in Iranian middle schools. *School Science and Mathematics*, 79(3), 229-234. doi: [10.1111/j.1949-8594.1979.tb09490.x](https://doi.org/10.1111/j.1949-8594.1979.tb09490.x)
- Aiken, L. R., & Dreger, R. M. (1961). The effect of attitudes on performance in mathematics. *Journal of Educational Psychology*, 52(1), 19-24. doi: [10.1037/h0041309](https://doi.org/10.1037/h0041309)
- Aleman-Arrebola, I., & Lara, A. I. (2010). Las actitudes hacia las matemáticas en el alumnado de ESO: Un instrumento para su medición. *Publicaciones*, 40, 49-71. Recuperado de <https://revistaseug.ugr.es>
- American Psychological Association. (2010). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. Washington, DC: Autor. Recuperado de <http://www.apa.org>
- Auzmendi, E. (1992). *Las actitudes hacia la matemática-estadística en las enseñanzas medias y universitaria. Características y medición*. Bilbao, España: Mensajero.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York, NY: W. H. Freeman.
- Bazán, J. L., & Sotero, H. (1998). Una aplicación al estudio de actitudes hacia la matemática en la UNALM. *Anales Científicos UNALM*, 36, 60-72. Recuperado de <http://argos.pucp.edu.pe/~jlbazan>
- Burrus, J., & Moore, R. (2016). The incremental validity of beliefs and attitudes for predicting mathematics achievement. *Learning and Individual Differences*, 50, 246-251. doi: [10.1016/j.lindif.2016.08.019](https://doi.org/10.1016/j.lindif.2016.08.019)
- Butterworth, B. (2005). The development of arithmetical abilities. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 46(1), 3-18. doi: [10.1111/j.1469-7610.2004.00374.x](https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.2004.00374.x)
- Cardoso-Espinosa, E. O., Vanegas-López, E. A., & Cerecedo-Mercado, M. T. (2012). Diagnóstico sobre las actitudes hacia las matemáticas del estudiantado que inicia sus estudios en tres posgrados en Administración de Empresas. *Revista Electrónica EDUCARE*, 16(2), 237-253. doi: [10.15359/ree.16-2.15](https://doi.org/10.15359/ree.16-2.15)
- Chambers, C. T., & Johnston, C. (2002). Developmental differences in children's use of rating scales. *Journal of Pediatric Psychology*, 27(1), 27-36. doi: [10.1093/jpepsy/27.1.27](https://doi.org/10.1093/jpepsy/27.1.27)
- Chen, L., Bae, S. R., Battista, C., Qin, S., Chen, T., Evans, T. M., & Menon, V. (2018). Positive attitude toward math supports early academic success: Behavioral evidence and neurocognitive mechanisms. *Psychological Science*, 29(3), 390-402. doi: [10.1177/0956797617735528](https://doi.org/10.1177/0956797617735528)
- Connell, J. P., & Wellborn, J. G. (1990). Competence, autonomy, and relatedness: A motivational analysis of self-system process. En M. R. Gunnar & L. A. Sroufe (Eds.), *Self-processes and development. The Minnesota Symposia on Child Development* (pp. 43-77). Hillsdale, NJ: Lawrence.
- Cubillo, C., & Ortega, T. (2000). Influencia de un modelo didáctico en la opinión/actitud de los alumnos hacia las matemáticas. *RELIME. Revista Latinoamericana de Investigación en Matemática Educativa*, 3(2), 189-206. Recuperado de <https://relime.org>
- Cueli, M., González-Castro, P., Álvarez, L., García, T., &

- González-Pienda, J. A. (2014). Variables afectivo-motivacionales y rendimiento en matemáticas: Un análisis bidireccional. *Revista Mexicana de Psicología*, 31(2), 153-163. Recuperado de <http://comeepsi.com/rmp>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic Motivation and Self-determination in Human Behavior*. New York, NY: Springer. doi: 10.1007/978-1-4899-2271-7
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The “what” and “why” of goal pursuits: Human needs and the self determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268. doi: 10.1207/S15327965PLI1104_01
- Dörfer, C., & Ulloa-Duque, G. S. (2016). Medición de la actitud hacia las matemáticas en estudiantes de Licenciatura en Administración: Un estudio piloto. *VinculaTégica. EFAN*, 2(1), 1329-1348. Recuperado de <http://www.web.facpya.uanl.mx/vinculategica/>
- DuPaul, G. J., Rapport, M. D., & Perriello, L. M. (1991). Teacher ratings of academic skills: The development of the academic performance rating scale. *School Psychology Review*, 20(2), 284-300. Recuperado de <https://www.tandfonline.com>
- Eagly, A., & Chaiken, S. (2005). Attitude research in the 21st century: The current state of knowledge. En D. Albarracín, B. T. Johnson & M. P. Zanna (Eds.), *The Handbook of Attitudes* (pp. 743-767). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (1995). In the mind of the actor: The structure of adolescents' achievement task values and expectancy-related beliefs. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21(3), 215-225. doi: 10.1177/0146167295213003
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology*, 53(1), 109-132. doi: 10.1146/annurev.psych.53.100901.135153
- Eccles, J., Wigfield, A., Harold, R. D., & Blumenfeld, P. (1993). Age and gender differences in children's self and task perceptions during elementary school. *Child Development*, 64(3), 830-847. doi: 10.2307/1131221
- Escalera-Chávez, M. E., Moreno-García, E., & Rojas-Kramer, C. A. (2019). Confirmatory model to measure attitude towards mathematics in higher education students: Study case in SLP Mexico. *International Electronic Journal of Mathematics Education*, 14(1), 163-168. doi: 10.29333/iejme/3984
- Fariás-Mata, M. A. (2011). *Actitudes y autorregulación en el aprendizaje de la matemática. Nuevos abordajes en la enseñanza-aprendizaje de la matemática en estudiantes universitarios*. Alemania: Académica Española.
- Fariás-Mata, M. A. (2015). Revalidación psicométrica del cuestionario de actitudes hacia la matemática en estudiantes universitarios. *Revista Evaluar*, 15(1), 75-98. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar>
- Fennema, E., & Sherman, J. A. (1976). Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scales: Instruments designed to measure attitudes toward the learning of mathematics by females and males. *Journal for Research in Mathematics Education*, 7(5), 324-326. doi: 10.2307/748467
- Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C., & Paris, A. H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. *Review of Educational Research*, 74(1), 59-109. doi: 10.3102/00346543074001059
- Fredricks, J. A., Wang, M. T., Schall-Linn, J., Hofkens, T. L., Sung, H. C., Parr, A. K., & Allerton, J. J. (2016). Using qualitative methods to develop a survey measure of math and science engagement. *Learning and Instruction*, 43, 5-15. doi: 10.1016/j.learninstruc.2016.01.009
- Goetz, T., Cronjäger, H., Frenzel, A. C., Lüdtke, O., & Hall, N. C. (2010). Academic self-concept and emotion relations: Domain specificity and age effects. *Contemporary Educational Psychology*, 35(1), 44-58. doi: 10.1016/j.cedpsych.2009.10.001
- Goetz, T., Nett, U. E., Martiny, S. E., Hall, N. C., Pekrun, R., Dettmers, S., & Trautwein, U. (2012). Students' emotions during homework: Structures, self-concept antecedents, and achievement outcomes. *Learning and Individual Differences*, 22(2), 225-234. doi: 10.1016/j.lindif.2011.04.006

- Gómez-Chacón, I. M. (2009). Actitudes matemáticas: Propuestas para la transición del bachillerato a la universidad. *Educación Matemática*, 21(3), 5-32. Recuperado de <https://www.revista-educacion-matematica.org.mx>
- González-Pianda, J. A., Fernández-Cueli, M., García, T., Suárez, N., Fernández, E., Tuero-Herrero, E., & da Silva, E. H. (2012). Diferencias de género en actitudes hacia las matemáticas en la enseñanza obligatoria. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 3(1), 55-73. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/2451/245122736004.pdf>
- Guvercin, S., & Verboskiy, V. (2014). The effect of problem posing tasks used in mathematics instruction to mathematics academic achievement and attitudes toward mathematics. *International Online Journal of Primary Education (IOJPE)*, 3(2), 59-65. Recuperado de <http://www.iojpe.org>
- Hattie, J. (2009). *Visible learning. A synthesis of over 800 meta-analyses relating to achievement*. Londres, Reino Unido: Routledge.
- Hemmings, B., Grootenboer, P., & Kay, R. (2011). Predicting mathematics achievement: The influence of prior achievement and attitudes. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 9(3), 691-705. doi: 10.1007/s10763-010-9224-5
- Hurtado-Mondoñedo, L. (2011). Validación de una escala de actitudes hacia las matemáticas. *Investigación Educativa*, 15(28), 99-108. Recuperado de <https://revistasinvestigacion.unmsm.edu.pe/>
- Lozano, L. M., García-Cueto, E., & Muñoz, J. (2008). Effect of the number of response categories on the reliability and validity of rating scales. *Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, 4(2), 73-79. doi: 10.1027/1614-2241.4.2.73
- Marsh, H. W., Pekrun, R., Lichtenfeld, S., Guo, J., Arens, A. K., & Murayama, K. (2016). Supplemental material for breaking the double-edged sword of effort/trying hard: Developmental equilibrium and longitudinal relations among effort, achievement, and academic self-concept. *Developmental Psychology*, 52(8), 1273-1290. doi: 10.1037/dev0000146.supp
- Melancon, J. G., Thompson, B., & Becnel, S. (1994). Measurement integrity of scores from the Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scales: The attitudes of public school teachers. *Educational and Psychological Measurement*, 54(1), 187-192. doi: 10.1177/0013164494054001024
- Mellor, D., & Moore, K. A. (2014). The use of likert scales with children. *Journal of Pediatric Psychology*, 39(3), 369-379. doi: 10.1093/jpepsy/jst079
- Meza-Cascante, L. G., Agüero-Calvo, E., Suárez-Valdés-Ayala, Z., Calderón-Ferrey, M., Sancho-Martínez, L., Pérez-Tyteca, P., & Monje Parrilla, J. (2019). Actitud hacia la matemática: Percepción de la actitud de padres. *Comunicación*, 28(1), 4-15. doi: 10.18845/rc.v28i1-2019.4437
- Ministerio de Educación y Deportes. (2017). *Aprender 2016. Informe de resultados*. Recuperado de <http://www.bnm.me.gov.ar/giga1/documentos/EL005597.pdf>
- Ministerio de Educación, Cultura, Ciencia y Tecnología. (2019). *Aprender 2018. Informe nacional de resultados. 6° año nivel primario*. Recuperado de <http://www.bnm.me.gov.ar/giga1/documentos/EL006420.pdf>
- Miñano, P., & Castejón, J. L. (2011). Variables cognitivas y motivacionales en el rendimiento académico en lengua y matemáticas: Un modelo estructural. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 203-230. Recuperado de <https://www.ehu.es>
- Miranda, A. (2012). Funcionamiento ejecutivo y motivación en tareas de cálculo y solución de problemas de niños con TDAH. *Revista de Psicodidáctica*, 17(1), 51-72. Recuperado de <https://www.ehu.es>
- Montero, I., & León, O. G. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862. Recuperado de <http://www.aepc.es>
- Mulhern, F., & Rae, G. (1998). Development of a short-

- ened form of the Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scales. *Educational and Psychological Measurement*, 58(2), 295-306. doi: [10.1177/0013164498058002012](https://doi.org/10.1177/0013164498058002012)
- Muñoz-Cantero, J. M., & Mato-Vázquez, M. D. (2006). Diseño y validación de un cuestionario para medir las actitudes hacia las matemáticas en alumnos de ESO. *Revista Galego-Portuguesa de Psicoloxía e Educación*, 13(11-12), 413-424. Recuperado de <https://ruc.udc.es>
- Muñoz-Cantero, J. M., & Mato-Vázquez, M. D. (2008). Análisis de las actitudes respecto a las matemáticas en alumnos de ESO. *Revista de Investigación Educativa*, 26(1), 209-226. Recuperado de <http://revistas.um.es>
- Núñez, J. C., González-Pienda, J. A., Alvarez, L., González, P., González-Pumariega, S., Roces, C., ... Rodrigues-Feio, L. do S. (2005). Las actitudes hacia las matemáticas: Perspectiva evolutiva. *Actas do VIII Congreso Galaico-Portugués de Psicopedagogía* (pp. 2389-2396). Recuperado de <http://www.educacion.udc.es>
- O'Neal, M. R., Ernest, P. S., McLean, J. E., & Templeton, S. M. (Noviembre, 1988). *Factorial validity of the Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scales*. Trabajo presentado en The Annual Meeting of the Mid-South Educational Research Association, Louisville, KY. (ERIC Document Reproduction Service ED303493). Recuperado de <https://eric.ed.gov>
- Olivier, E., Archambault, I., De Clercq, M., & Galand, B. (2019). Student self-efficacy, classroom engagement, and academic achievement: Comparing three theoretical frameworks. *Journal of Youth and Adolescence*, 48(2), 326-340. doi: [10.1007/s10964-018-0952-0](https://doi.org/10.1007/s10964-018-0952-0)
- Organisation for Economic Cooperation and Development. (2019). *PISA 2018 Results. What Students Know and Can Do* (Vol. I). París, Francia: Autor. doi: [10.1787/5f07c754-en](https://doi.org/10.1787/5f07c754-en)
- Pajares, F., & Miller, M. D. (1994). Role of self-efficacy and self-concept beliefs in mathematical problem solving: A path analysis. *Journal of Educational Psychology*, 86(2), 193-203. doi: [10.1037/0022-0663.86.2.193](https://doi.org/10.1037/0022-0663.86.2.193)
- Palacios, A., Arias, V., & Arias, B. (2014). Las actitudes hacia las matemáticas: Construcción y validación de un instrumento para su medida. *Revista de Psicodidáctica*, 19(1), 67-91. doi: [10.1387/RevPsicodidact.8961](https://doi.org/10.1387/RevPsicodidact.8961)
- Parker, P. D., Marsh, H. W., Ciarrochi, J., Marshall, S., & Abduljabbar, A. S. (2014). Juxtaposing math self-efficacy and self-concept as predictors of long-term achievement outcomes. *Educational Psychology*, 34(1), 29-48. doi: [10.1080/01443410.2013.797339](https://doi.org/10.1080/01443410.2013.797339)
- Pedrosa, M. E., Astiz, M., Montero, Y., & Todisco, N. (Junio, 2016). Elaboración y análisis de una escala para el estudio de las actitudes de los alumnos de la secundaria superior hacia la matemática. En *Actas de las III Jornadas de Investigadores en Educación*. Facultad de Humanidades, Universidad Nacional de Mar del Plata, Argentina. Recuperado de <https://fh.mdp.edu.ar>
- Perels, F., Dignath, C., & Schmitz, B. (2009). Is it possible to improve mathematical achievement by means of self-regulation strategies? Evaluation of an intervention in regular math classes. *European Journal of Psychology of Education*, 24(1), 17-31. doi: [10.1007/BF03173472](https://doi.org/10.1007/BF03173472)
- Petritz-Mayen, M. A., Barona-Ríos, C., López-Villarreal, R. M., & Quiroz-González, J. (2010). Niveles de desempeño y actitudes hacia las matemáticas en estudiantes de la Licenciatura en Administración en una universidad estatal mexicana. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 15(47), 1223-1249. Recuperado de <http://www.scielo.org.mx/pdf/rmie/v15n47/v15n47a12.pdf>
- Pinxten, M., Marsh, H. W., de Fraine, B., van den Noortgate, W., & van Damme, J. (2014). Enjoying mathematics or feeling competent in mathematics? Reciprocal effects on mathematics achievement and perceived math effort expenditure. *British Journal of Educational Psychology*, 84(1), 152-174. doi: [10.1111/](https://doi.org/10.1111/)

bjep.12028

- Pitsia, V., Biggart, A., & Karakolidis, A. (2017). The role of students' self-beliefs, motivation and attitudes in predicting mathematics achievement: A multilevel analysis of the Programme for International Student Assessment data. *Learning and Individual Differences*, 55, 163-173. doi: [10.1016/j.lindif.2017.03.014](https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.03.014)
- Qaisar, S., Dilshad, M., & Butt, I. H. (2015). Influence of collaborative group work on students' attitude towards mathematics. *Journal of Educational Research*, 18(1), 69-84. Recuperado de <http://jer.iub.edu.pk>
- Román-Alegre, B., Mera-Cantillo, C., Aragón-Mendizábal, E., & Delgado, C. (2019). Descripción de una escala de actitudes hacia la matemática temprana (ESAMAT). *Revista INFAD de Psicología. International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 3(1), 213-220. doi: [10.17060/ijodaep.2019.n1.v3.1472](https://doi.org/10.17060/ijodaep.2019.n1.v3.1472)
- Russell, D. W. (2002). In search of underlying dimensions: The use (and abuse) of factor analysis in Personality and Social Psychology Bulletin. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28(12), 1629-1646. doi: [10.1177/014616702237645](https://doi.org/10.1177/014616702237645)
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 54-67. doi: [10.1006/ceps.1999.1020](https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1020)
- Schunk, D. H., & Pajares, F. (2009). Self-efficacy theory. En K. R. Wentzel & A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation at school* (pp. 35-54). New York, NY: Routledge. doi: [10.4324/9780203879498](https://doi.org/10.4324/9780203879498)
- Skinner, E. A., Furrer, C., Marchand, G., & Kindermann, T. A. (2008). Engagement and disaffection in the classroom: Part of a larger motivational dynamic? *Journal of Educational Psychology*, 100(4), 765-781. doi: [10.1037/a0012840](https://doi.org/10.1037/a0012840)
- Skinner, E. A., Kindermann, T. A., Connell, J. P., & Wellborn, J. G. (2009). Engagement and disaffection as organizational constructs in the dynamics of motivational development. En K. R. Wentzel & A. Wigfield (Eds.), *Handbook of Motivation at School* (pp. 223-245). New York, NY: Routledge.
- Stelzer, F., Canet-Juric, L., Andrés, M. L., Vernucci, S., & Richards, M. (Agosto, 2019). *Estudio preliminar de confiabilidad y validez convergente y predictiva de la escala "brief-2 familia" para la medición de la memoria de trabajo, inhibición y flexibilidad en niños de Argentina*. Póster presentado en la XVII Reunión Nacional y VI Encuentro Internacional de la AACC. Posadas, Misiones, Argentina.
- Stipek, D. (2002). Good instruction is motivating. En A. Wigfield & J. S. Eccles (Eds.), *Development of achievement motivation* (pp. 309-332). San Diego, CA: Academic Press.
- Suinn, R. M., & Edwards, R. (1982). The measurement of mathematics anxiety: The Mathematics Anxiety Rating Scale for Adolescents-MARS A. *Journal of Clinical Psychology*, 38(3), 576-580.
- Tapia, M., & Marsh, G. E. (2004). An instrument to measure mathematics attitudes. *Academic Exchange Quarterly*, 8(2). Recuperado de <http://www.rapidintellect.com/>
- Vallejo-Seco, G., & Escudero-García, J. R. (1999). Cuestionario para evaluar las actitudes de los estudiantes de E.S.O. hacia las Matemáticas. *Aula Abierta*, 26(74), 193-208. Recuperado de <https://www.unioviado.es/reunido/index.php/AA/index>
- Vázquez-Alonso, A., & Manassero-Mas, M. A. (1995). Actitudes relacionadas con la ciencia: Una revisión conceptual. *Enseñanza de las ciencias: Revista de Investigación y Experiencias Didácticas*, 13(3), 337-346. Recuperado de: <https://ddd.uab.cat>
- Watt, H. M. G. (2000). Measuring attitudinal change in mathematics and english over 1st year of junior high school: A multidimensional analysis. *The Journal of Experimental Education*, 68(4), 331-361. doi: [10.1080/00220970009600642](https://doi.org/10.1080/00220970009600642)
- Wieland, A., Durach, C. F., Kembro, J., & Treiblmaier, H. (2017). Statistical and judgmental criteria for scale purification. *Supply Chain Management*, 22(4), 321-328. doi: [10.1108/SCM-07-2016-0230](https://doi.org/10.1108/SCM-07-2016-0230)

- World Medical Association. (2013). *Declaration of Helsinki - Ethical principles for medical research involving human subjects*. Recuperado de <https://www.wma.net/policies-post/wma-declaration-of-helsinki-ethical-principles-for-medical-research-involving-human-subjects/>
- Zaichkowsky, J. L. (1994). The Personal Involvement Inventory: Reduction, revision, and application to advertising. *Journal of Advertising*, 23(4), 59-70. doi: 10.1080/00913367.1943.10673459
- Zanna, M., & Rempel, J. (1988). Attitudes: A new look at an old concept. En D. Bar-Tal & A. Kruglanski (Eds.), *The Social Psychology of Knowledge* (pp. 315-334). Cambridge, Reino Unido: Cambridge University. doi: 10.1002/1097-4679(198207)38:3<576::aid-jclp2270380317>3.0.co;2-v
-

Propiedades psicométricas de una Escala de Phubbing en una muestra argentina

Psychometric properties of a Phubbing Scale in an Argentinean sample

Santiago Resett * ¹, Pablo Christian González-Caino ²

Introducción
Objetivos
Metodología
Resultados
Discusión
Referencias

1- Universidad Argentina de la Empresa (UADE). Instituto de Ciencias Sociales y Disciplinas Proyectuales (INSOD), Buenos Aires, Argentina.

2- CONICET. Buenos Aires, Argentina.

Recibido: 19/05/2020 Revisado: 11/06/2020 Aceptado: 17/06/2020

Resumen

El *phubbing* es una conducta de gran actualidad escasamente estudiada en la Argentina. La presente investigación tuvo como objetivo adaptar un cuestionario a este respecto en una muestra de adolescentes y adultos emergentes/jóvenes argentinos. Se constituyó una muestra intencional de 1245 participantes de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Paraná, Argentina (edades de 15 a 40 años, 70% mujeres). Los participantes contestaron la Escala de Phubbing de Karadağ et al. (2015) y la Subescala de Conflicto-Antagonismo con progenitores (padres y madres) del Inventario de Furman y Buhrmester (1992). Los resultados de un análisis paralelo indicaron una estructura adecuada de tres factores. Un análisis factorial confirmatorio mostró un ajuste satisfactorio para dicho modelo. La confiabilidad interna se consideró adecuada con ciertas reservas para algunos de sus factores. Se encontraron evidencias de validez de constructo para la escala: la asociación del *phubbing* con la edad y con el conflicto-antagonismo con progenitores.

Palabras clave: *phubbing*, celulares, escala, propiedades, psicometría

Abstract

Phubbing is a behavior of great relevance, yet scarcely studied in Argentina. The present study validated a questionnaire in this regard in a sample of Argentine adolescents and emerging adults/young adults. An intentional sample of 1245 participants from the Autonomous City of Buenos Aires and Paraná, Argentina, aged 12 to 40 years, with 70% of women was constituted. Participants answered the Karadağ et al. (2015) Questionnaire on Phubbing and the Furman and Buhrmester (1992) Inventory of Conflict-Antagonism with parents (fathers and mothers). The results of exploratory factor analysis indicated an adequate structure of three factors. Confirmatory factor analysis showed a satisfactory adjustment. Internal reliability was adequate with certain reservations for some factors. Construct validity evidence was also found, as indicated by the association of phubbing with age and conflict-antagonism with parents.

Key words: *phubbing*, mobile phones, scale, properties, psychometrics

* **Correspondencia a:** Santiago Resett, Laurencena 222 bis, Paraná, Entre Ríos, Argentina, CP 3100. Teléfono: 54 9 343 6101147. E-mail: santiago_resett@hotmail.com

Cómo citar este artículo: Resett, S., & González-Caino, P. C. (2020). Propiedades psicométricas de una Escala de Phubbing en una muestra argentina. *Revista Evaluar*, 20(2), 69-84. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

La tecnología ha alcanzado un crecimiento sin precedentes en las últimas décadas. Así, el uso de las nuevas tecnologías de la información y la comunicación (TIC) —como celulares y computadoras— se ha desarrollado notablemente, y ha adquirido una gran popularidad en los adolescentes y adultos emergentes. En los Estados Unidos, por ejemplo, el 92% de los adolescentes entre las edades 13-17 señalaba usar celulares y un 25% afirmaba hacerlo todo el tiempo (Lenhart, 2015). En los países latinoamericanos, como la Argentina, la disponibilidad y la atracción hacia las nuevas tecnologías son notables, con los adolescentes a la vanguardia de la *generación interactiva* debido al alto uso de las TIC (Facio & Resett, 2012). Un ejemplo de ello es que en el año 2019 el 21% de los adolescentes argentinos señalaba tener computadora en su propia habitación, el 97% poseía celular y un 78% contaba con acceso a la Internet, según el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (2019).

El celular es la tecnología que más rápido se ha desarrollado en la historia de la humanidad, según la Unión Internacional de Telecomunicaciones (2013). De este modo, los celulares son utilizados cada vez más en distintos ámbitos para facilitar la conexión entre las personas y solucionar distintos problemas de su vida cotidiana. Sin embargo, el despliegue de las TIC también ha acarreado nuevos problemas, como los conocidos fenómenos del *trolling*, el *cyberbullying*, el *grooming* o el *sexting* (Resett & González-Caino, 2019). Otra conducta negativa que se incrementó en el último tiempo es el *phubbing*. Sin embargo, este ha sido menos estudiado que las conductas antes mencionadas.

El *phubbing* se compone de las palabras en inglés *phone* (teléfono) y *snubbing* (despreciar). Dicho constructo se caracteriza por ser una con-

ducta por la cual un individuo ignora a otro al estar utilizando el celular u otro dispositivo similar, como una *tablet* (Abramova, Baumann, Krasnova, & Lessmann, 2017; Nazir & Pişkin, 2016; Ugur & Koc, 2015; Vanden-Abeelee, Antheunis, & Schouten, 2016). Con respecto al origen del término, este se remonta al año 2012 y se atribuye a la agencia de publicidad McCann de Melbourne, Australia (Capilla-Garrido & Cubo-Delgado, 2017).

Con el crecimiento de la duración de las baterías de los celulares y la posibilidad de estar conectado a la Internet todo el tiempo, la conducta de *phubbing* se genera con mayor frecuencia y en diferentes entornos, como las reuniones de amigos. Si bien es un fenómeno que se da en todas las edades, es más habitual en los adolescentes y los jóvenes.

El *phubbing* se considera un constructo multidimensional. Por ejemplo, Karadağ et al. (2015) indican que puede explicarse por la adicción al teléfono móvil, a mandar mensajes de texto en forma reiterada, a las redes sociales, a la Internet y a los videojuegos. Chotpitayasunondh y Douglas (2016) detectaron correlaciones moderadas entre el comportamiento de *phubbing* y la adicción a los teléfonos inteligentes e Internet. Así, un *phubber* —la persona que lleva a cabo dicho comportamiento— puede experimentar incapacidad para monitorear o controlar la conducta que lleva a cabo con su teléfono inteligente, dificultad para regular su uso y mayor compulsión por el empleo de las TIC (Chotpitayasunondh & Douglas, 2016). Aunque el *phubbing* puede aparentar ser una conducta menor, los costos psicosociales de la adicción a los celulares están bien establecidos, y entre ellos se cuentan problemas de concentración (Hiscock, 2004) y problemas emocionales (Hong, Chiu, & Huang, 2012). Incluso, un mal uso de dichos dispositivos puede poner en riesgo la vida, como en el caso de usar el celu-

lar mientras se está conduciendo (Walsh, White, Hyde, & Watson, 2008). También se ha comprobado que el *phubbing* está estrechamente relacionado con el ambiente familiar de los sujetos (Liu et al., 2019). Muchas investigaciones detectaron que el uso excesivo de TIC se asociaba con un deterioro en los vínculos entre progenitores e hijos adolescentes (Huang, Hu, Ni, Qin, & Lü, 2019; Stockdale, Coyne, & Padilla-Walker, 2018). Sin embargo, según nuestro conocimiento, no existen estudios que hayan evaluado directamente la involucración del *phubbing* en la calidad de las relaciones con los progenitores. Karadağ et al. (2016) afirman que el *phubbing* puede afectar las relaciones interpersonales y dañar las habilidades para la comunicación.

Si un aspecto central del *phubbing* es la adicción a los celulares, es probable que altos niveles de esta conducta aumenten los intercambios negativos con madres y padres. Más aún si se tiene en cuenta que la familia es una organización de gran relevancia psicosocial para los individuos y que en la Argentina los valores familistas son elevados. En dicho país —perteneciente a la tradición cultural latina— numerosas investigaciones con adolescentes y adultos emergentes hallaron elevados niveles de valores familiares (Facio, Resett, Micocci, & Mistrorigo, 2007; Facio, Resett, Mistrorigo, & Micocci, 2006). El *phubbing* puede ser nocivo en cualquier cultura, pero —principalmente— en un país en donde los valores familiares son elevados.

Debido a la importancia psicosocial del *phubbing*, su frecuencia y su escaso estudio, es preponderante la necesidad de desarrollar y adaptar instrumentos con sólidas bondades psicométricas para su medición y detección. Entre los cuestionarios que existen a este respecto, la Escala de Phubbing de Karadağ et al. (2015), desarrollada en Turquía, es una de las pocas existentes para evaluar dicha conducta. Se ha encontrado

para ella sólida evidencia respecto a sus propiedades psicométricas, como confiabilidad interna y validez de constructo (Karadağ et al., 2015). En España también se ha obtenido evidencia de adecuadas propiedades psicométricas (Blanca & Bendayan, 2018). En sí, se puede establecer que las ventajas de dicha escala son sus bondades psicométricas y el hecho de que solamente consta de 10 preguntas. Por otra parte, las ventajas de los autoinformes radican en que son técnicas de fácil aplicación, interpretación, con bajos costos económicos y con posibilidad de aplicarse en múltiples ocasiones para observar la estabilidad temporal de una variable (Hartung, Little, Allen, & Page, 2011).

A pesar de la relevancia de la temática en nuestro país, no existen estudios que hayan evaluado las propiedades de un instrumento para medir el *phubbing*. De este modo, el objetivo de la presente investigación fue evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Phubbing de Karadağ et al. (2015) en una muestra de adolescentes y adultos emergentes/jóvenes de la Argentina.

Objetivos

- Evaluar la estructura factorial de la Escala de Phubbing en una muestra argentina.
- Determinar su consistencia interna.
- Explorar su validez concurrente con la edad y el conflicto-antagonismo percibido con los progenitores.

Metodología

Muestra

Se constituyó una muestra intencional de 1245 adolescentes, adultos emergentes y adultos jóvenes de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires

y de Paraná, Entre Ríos, Argentina, con edades de 15 a 40 años ($M_{\text{edad}} = 21.07$; $DE = 4.74$). Un 20% eran adolescentes (15-17 años), un 68%, adultos emergentes (18-29 años) y el grupo restante, adultos jóvenes (30-40 años). Dicha agrupación en edad está altamente aceptada en el mundo y es la sugerida por Arnett (2013), quien es creador del término *adultez emergente*. Se decidió escoger estos grupos de edad debido a que el *phubbing* está muy extendido en ellos, principalmente en los adultos emergentes y jóvenes (Liu et al., 2019). Por otra parte, dicha población generalmente tiene todavía un contacto con sus progenitores e —incluso— la vasta mayoría reside con ellos, como se observó en el presente estudio. Con respecto al género, un 73% eran mujeres. Un 64% señaló que residía con ambos progenitores y el 72% de los participantes se percibía de clase socio-económica media. Con respecto al uso del celular, un 6% dijo usarlo nada o casi nada; 30%, 2-3 horas; 31%, 4-8 horas y 33%, más de 8 horas. Un grupo menor de 23 participantes fue excluido de la investigación al no contestar las preguntas de conflicto-antagonismo por tener sus padres fallecidos o no tener contacto con ellos.

Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico. Se utilizó un cuestionario donde se solicitaban datos de género, edad, convivientes, clase socio-económica, nivel de escolaridad, cantidad de horas de uso del celular y fecha de la encuesta.

Escala de Phubbing de Karadağ et al. (2015). Es una escala de 10 ítems con cinco alternativas Likert, que van de 1 (*nunca*) a 5 (*siempre*). Ejemplo de estos ítems puede ser: *Cuando estoy con mi familia, siempre estoy ocupado con mi celular*. Un análisis factorial exploratorio con

rotación oblimin mostró dos factores para dicha escala: *alteración de la comunicación y obsesión por el celular* (Karadağ et al., 2015). Las primeras cinco preguntas conforman el primer factor y las restantes, el segundo. El instrumento se adaptó al español argentino utilizando un método de traducción inversa siguiendo recomendaciones internacionales (International Test Commission, 2017; Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013). Dos traductores profesionales en inglés tradujeron el original al español, así, junto con los autores del presente trabajo calificaron la equivalencia de las dos versiones y revisaron sistemáticamente cada uno de los ítems hasta llegar a un consenso. También se usó como referencia la versión en español de España de Blanca y Bendayan (2018). Luego, la versión alcanzada fue traducida nuevamente al inglés por un traductor diferente (un hablante nativo de inglés con conocimiento en español). El equipo de investigación comparó la versión original en inglés y la traducida para garantizar la equivalencia, tanto semántica como conceptual. Finalmente, se administró a 50 estudiantes universitarios en psicología en una sesión piloto. Al igual que en otros estudios (por ejemplo, Sánchez-Rosas, 2015), en dicha sesión se buscó explorar los significados que los participantes le brindaban a los términos. No emergieron dudas y para todos los participantes el lenguaje era claro, por lo que no tuvieron dificultades para responder. En dicha muestra piloto se halló un coeficiente alfa de Cronbach de .74 y .69 para las dos dimensiones respectivas propuestas por los autores del test. La única diferencia que presenta esta versión argentina con la original es que el ítem cinco (*No creo que moleste a mi pareja cuando estoy ocupado con mi teléfono móvil*) se reformuló como una declaración positiva, al igual que en la versión española de Blanca y Bendayan (2018). Este ítem ha presentado problemas de comprensión debido a la dirección negativa de la oración,

dado que todos los demás elementos se presentan como declaraciones positivas. La investigación ha demostrado que es preferible un instrumento con todos los elementos formulados en la misma dirección (Solís-Salazar, 2015; Suárez-Alvarez et al., 2018; Van Sonderen, Sanderman, & Coyne, 2013). También se agregó la opción *amigos* en la formulación del mismo ítem para evitar sesgos de respuesta o que solamente contestaran dicha pregunta quienes tenían pareja amorosa.

Subescala Conflicto-Antagonismo con progenitores del Inventario Red de Relaciones de Furman y Buhrmester (1992). Este inventario evalúa las percepciones que niños y jóvenes tienen de las relaciones con sus otros significativos en función de 10 cualidades relacionales. Aquí se lo empleó para evaluar la calidad de la relación con progenitores (madre y padre). Cada escala está constituida por tres preguntas de cinco alternativas cada una, que van desde (1) *poco o nada* hasta (5) *al máximo*. En esta encuesta se incluyó solamente la subescala de *conflicto y antagonismo*. Se les pedía a los sujetos evaluar los antagonismos en el vínculo con madre y padre. Se derivó un índice de *conflicto-antagonismo* debido a que las mismas son dos subescalas de altísima correlación entre sí en la Argentina (Facio et al., 2006). Las propiedades psicométricas de dicho instrumento han sido sólidamente establecidas en numerosos estudios nacionales con muestras de adolescentes y adultos emergentes (Facio et al., 2006; Facio & Resett, 2014). El coeficiente alfa de Cronbach para la presente muestra fue .89. Se escogió la percepción del conflicto y antagonismo con progenitores para evaluar la validez de constructo de la Escala de Phubbing, debido a que esta variable puede afectar las relaciones interpersonales, y por el alto nivel de familismo que se ha detectado en la Argentina, como se señaló previamente.

Procedimiento de recolección de datos

La recolección de datos fue realizada durante los meses de marzo a setiembre del año 2019 en Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Paraná, Entre Ríos, Argentina. Se usó una modalidad virtual y otra presencial. Se contactó a los participantes por celulares, redes sociales o personalmente en escuelas o universidades. De este modo se pudo determinar si cumplían los criterios de inclusión de la muestra: tener de 12 a 40 años, residir en Paraná o Ciudad Autónoma de Buenos Aires, estar en contacto con alguno de los progenitores y poseer celular. El contacto mediante celulares o redes sociales —por ejemplo, con mails masivos— fue utilizado para invitar a participar en la investigación al adulto emergente o al joven adulto —mayor de edad—. En caso de que el participante manifestara estar interesado en colaborar, se acordaba un encuentro personal en el lugar que designara (su casa, un bar, la facultad, por ejemplo) o se enviaban por correo electrónico los cuestionarios mediante un *link* de Google Drive. El correo electrónico contenía una explicación del propósito de la investigación y de los requisitos para participar (tener entre 18 y 40 años, residir en Buenos Aires o Paraná, entre otros), un consentimiento informado para que se firmara digitalmente y el *link* con los tests. Por otra parte, el protocolo no se podía completar sin tildar una opción en la cual el participante aceptaba participar voluntariamente. Un 63% de la muestra respondió el protocolo de esta última manera. En el caso de la recolección presencial, se brindaba una explicación oral de la investigación y se firmaba un consentimiento escrito. El grupo de adolescentes (20%) fue evaluado presencialmente en una escuela secundaria de Paraná y —previamente— se solicitó el consentimiento de los progenitores o tutores mediante una nota en el cuaderno de comunicaciones de la escuela. Con este grupo,

los datos se recolectaron en la escuela durante las horas que la institución destinó para este fin. Se escogió esta aproximación porque el contacto con un menor de edad mediante redes sociales o vía mail podría considerarse anti-ético, debido a que el menor habría podido completar el protocolo sin el consentimiento parental. Un 17% de los adultos emergentes respondió presencialmente en la universidad a la cual están afiliados los autores, ya que se acercaron a dicha institución luego de ser contactados vía online, o se los contactó en cursos de la carrera de Psicología de la institución. Los instrumentos fueron aplicados por los autores del manuscrito y se tardó alrededor de 30 minutos en aplicarlos a quienes lo respondieron presencialmente. Se aseguró la confidencialidad y la participación voluntaria en todo el proceso de recolección de datos mediante un consentimiento informado escrito.

Análisis de datos

Los datos se analizaron en el programa SPSS 23.0 (IBM Corporation, 2015) para extraer estadísticos descriptivos (medias, desvíos, etc.) e inferenciales (coeficiente alfa de Cronbach para medir la consistencia interna y correlaciones de Pearson para evaluar la validez de constructo). Como el análisis de componentes principales se desaconseja (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014), y como se deseaba explorar los factores que emergerían de la escala, se llevó a cabo un análisis paralelo (AP) con el programa Factor 8.10 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013). De esta manera, se usó un número de replicaciones igual a 100 y percentil de representación de simulaciones de .95. Para dicho análisis, se usó rotación promin debido a que se postulaba que los factores estarían asociados (Blanca & Bendayan, 2018; Karadağ et al.,

2015). Asimismo, dicha rotación permite que los factores sean oblicuos, facilitando la simplificación de la estructura factorial (Lorenzo-Seva, 2013). Se usó el método ULS (cuadrados mínimos no ponderados) debido a la naturaleza ordinal de los datos y a que las opciones de respuesta eran solamente de cuatro alternativas.

Los valores de asimetría tenían una distribución que se apartaba ligeramente de la normalidad, ya que iban de .13 a 1.06, mientras que los de curtosis iban de .17 a 1.20, por lo cual se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el método WLS (cuadrados mínimos ponderados) debido a que los ítems eran ordinales y contaban con menos de cinco opciones de respuesta (Brown, 2006; Lloret-Segura et al., 2014) y porque los datos se alejaban de la distribución normal (Byrne, 2012; Kline, 2015; Tabachnick & Fidell, 2013). Se usó el programa MPLUS 6.0 (Muthén & Muthén, 2011) para dicho análisis.

La muestra se dividió aleatoriamente en dos sub-muestras de tamaños casi idénticos. Con el primer grupo (500 participantes) se llevó a cabo el AP, mientras que con el grupo restante (552 participantes) se realizó el AFC. Se optó por este enfoque basado en los datos o *bottom up* —primero un análisis exploratorio y luego uno confirmatorio— porque se sabe que las estructuras factoriales de un instrumento pueden variar de un estudio a otro o cuando se está en un proceso de adaptación de un test (Fehm & Hoyer, 2004; Wells & Davies, 1994). Para evaluar el ajuste del modelo confirmatorio, se tuvieron en cuenta los índices CFI, TLI, RMSEA y SRMR. Valores de CFI y TLI por encima de .90 y RMSEA y SRMR por debajo de .10 fueron considerados adecuados (Bentler, 1992; Byrne, 2010), aunque existen criterios más exigentes que proponen CFI y TLI mayores que .95 y RMSEA y SRMR menores que .05 (Hu & Bentler, 1999). En la actualidad, inclusive, se postulan criterios de CFI mayor que .97 y

RSMEA y SRMR menores que .07 (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010). Que el χ^2 no sea significativo es un criterio muy exigente y sensible al tamaño de la muestra (Byrne, 2010), por lo cual no se tuvo en cuenta para evaluar el ajuste.

Resultados

Para evaluar la estructura factorial de la Escala de Phubbing, se llevó a cabo un AP con los 10 ítems. El cálculo del índice de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Okin (KMO = .83) y la prueba de esfericidad de Bartlett $\chi^2(18) = 2702.40$ $p < .001$ dieron cuenta de la intercorrelación de los ítems y de la pertinencia del análisis.

Los resultados del análisis arrojaron la sugerencia de un modelo trifactorial. Dicha estructura explicaba un 61% de la varianza, todos los ítems presentaron cargas factoriales por encima de .38 en sus respectivas dimensiones y no se encontraron cargas factoriales complejas, como se muestra en la Tabla 1. El ajuste del modelo fue satisfactorio: $\chi^2_{(18)} = 4633.75$, CFI = .99, TLI = .98 y RMSEA = .03. Los factores fueron denominados *interferencia en la comunicación*, *obsesión con el celular* y *problemas psicosociales*, y explicaban una varianza de 39%, 12% y 10% respectivamente. Las correlaciones entre los factores fueron $r = .51, .47$ y $.45$; $p < .01$, respectivamente.

Tabla 1.
Análisis paralelo de los ítems de la Escala de Phubbing

Item	Factores		
	Factor 1	Factor 2	Factor 3
1. Cuando estoy con otras personas, empiezo a mirar de reojo a mi celular.	.72		

2. Cuando estoy con mis amigos, siempre estoy ocupado con mi celular.	.87		
3. La gente se queja por el tiempo que paso con mi celular.	.38		
4. Cuando estoy con mi familia, siempre estoy ocupado con mi celular.	.41		
5. Creo que el estar ocupado con mi celular puede hacer enojar a mi mejor amigo o novio/a.	.40		
6. Mi celular está siempre cerca mío.		.77	
7. Cuando me despierto por la mañana, lo primero que hago es ver el celular.		.58	
8. Siento que me falta algo si no tengo mi celular.		.68	
9. El uso de mi celular se incrementa día a día.			.60
10. El tiempo dedicado a las actividades sociales, personales y escolares disminuye por el uso que hago del celular.			.61
Varianza explicada	39%	12%	10%
Varianza explicada total (61%)			

Nota. Solo se muestran las cargas factoriales por encima de .30.

Se puso a prueba dicho modelo con un AFC. En el Gráfico 1 se presenta el modelo a poner a prueba. Los resultados indicaron que el ajuste del mismo era muy aceptable, como se ve en la Tabla

2. Se puso a prueba también un modelo bifactorial similar al postulado por los autores.

Como se ve en la Tabla 2, el modelo bifactorial presentó un ajuste menos adecuado que el de tres factores, ya que la diferencia $\Delta\chi^2$ era significativa: $p < .001$, mientras que la diferencia

ΔCFI era .021, superando el valor $> .01$ señalado para ser significativo a este respecto (Byrne, 2012). Además, los valores de CFI, TLI, RMSEA y SRMR eran más satisfactorios para el modelo trifactorial.

Tabla 2

Ajustes para los modelos de la Escala de Phubbing.

	χ^2	gl	p	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	$\Delta\chi^2$	$p \Delta\chi^2$	Δgl	ΔCFI
Modelo trifactorial	173.159	32	< .001	.969	.958	.079	.073				
Modelo bifactorial	275.332	34	< .001	.948	.931	.100	.112	102.173	.001	2	.021

Nota. gl = grados de libertad. CFI = Comparative Fix Index. TLI = Tucker-Lewis Index. RMSEA = raíz del residuo cuadrático promedio. SRMR = residuales estandarizados al cuadrado. $\Delta\chi^2$ = diferencia de χ^2 entre los modelos. Δgl = diferencia entre los grados de libertad de los modelos. ΔCFI diferencia de CFI entre los modelos.

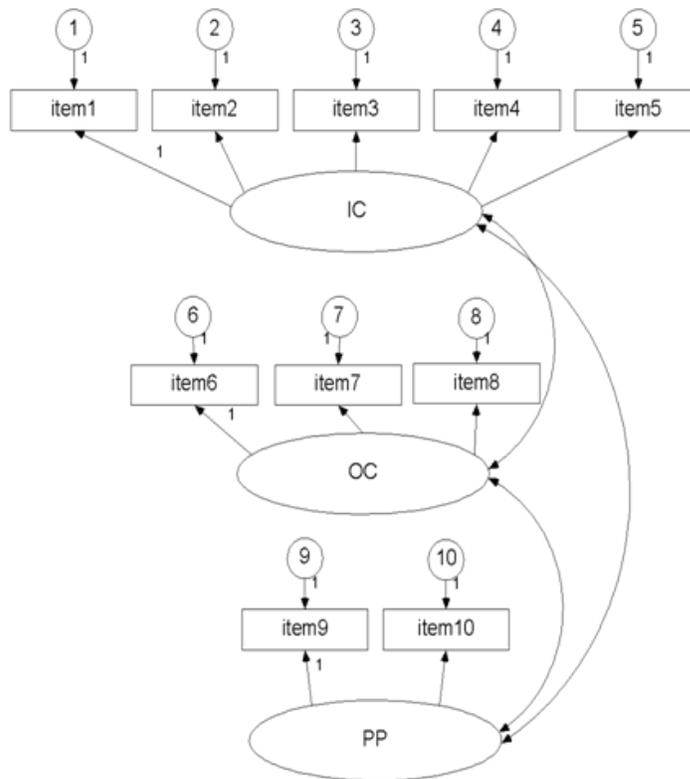


Gráfico 1. Modelo trifactorial de la Escala de Phubbing.

Como se ve en la Tabla 2, el modelo bifactorial presentó un ajuste menos adecuado que el de tres factores, ya que la diferencia $\Delta\chi^2$ era significativa: $p < .001$, mientras que la diferencia ΔCFI era .021, superando el valor $> .01$ señalado para ser significativo a este respecto (Byrne, 2012). Además, los valores de CFI, TLI, RMSEA y SRMR eran más satisfactorios para el modelo trifactorial.

Con respecto a la consistencia interna de la escala, se obtuvieron coeficientes alfa de Cron-

bach con valores de .67 para interferencia en la comunicación; .66 para obsesión con el celular y .58 para problemas psicosociales. Como se muestra en la Tabla 3, la correlación de cada elemento con el total para cada dimensión se hallaba por encima de .38 para todos los ítems, excepto para el número cinco. El coeficiente alfa de Cronbach mejoró a .74 al eliminar la pregunta de su respectiva dimensión

Tabla 3

Consistencia interna de la Escala de Phubbing.

Dimensión	Media de escala si el elemento se ha suprimido	Varianza de escala si el elemento se ha suprimido	Correlación total de elementos corregida	Alfa de Cronbach si el elemento se ha suprimido
<i>Interferencia con celular</i>				
1. Cuando estoy con otras personas, empiezo a mirar de reojo a mi celular.	9.18	7.03	.53	.55
2. Cuando estoy con mis amigos, siempre estoy ocupado con mi celular.	9.86	7.44	.54	.55
3. La gente se queja por el tiempo que paso con mi celular.	10.15	7.08	.46	.58
4. Cuando estoy con mi familia, siempre estoy ocupado con mi celular.	9.68	7.53	.46	.58
5. Creo que el estar ocupado con mi celular puede hacer enojar a mi mejor amigo o novio/a.	9.73	8.03	.17	.74
<i>Obsesión con celular</i>				
6. Mi celular esta siempre cerca mío.	8.02	3.43	.52	.52
7. Cuando me despierto por la mañana, lo primero que hago es ver el celular.	8.05	3.08	.42	.61
8. Siento que me falta algo si no tengo mi celular.	8.54	2.39	.49	.53
<i>Problemas psicosociales</i>				
9. El uso de mi celular se incrementa día a día.	2.58	1.67	.38	-

10. El tiempo dedicado a las actividades sociales, personales y escolares disminuye por el uso que hago del celular.	2.75	1.47	.38	-
--	------	------	-----	---

Con respecto a la validez de constructo, se hallaron correlaciones significativas entre la edad y los puntajes en las tres dimensiones del *phubbing*. La edad se asoció con interferencia en la comunicación, obsesión con el celular y problemas psicosociales: $r = -.13, -.05, -.12$ y $-.15$, respectivamente. Dichas asociaciones fueron significativas a un nivel de $p < .01$, con la excepción de una significación marginal $p < .09$ para la relación entre interferencia con la comunicación y edad.

Se llevaron a cabo correlaciones entre conflicto-antagonismo percibido con madres/padres y los puntajes en las dimensiones de *phubbing*. Como se ve en la Tabla 4, se hallaron correlaciones positivas entre las variables. Esto es, a mayor puntaje para cada una de las tres dimensiones del *phubbing*, mayor nivel de conflicto-antagonismo con ambos progenitores.

Tabla 4
Correlación entre la Escala de Phubbing y conflicto-antagonismo con progenitores.

	CA Madre	CA Padre
IC	.20**	.22**
PP	.11**	.14**
OC	.15**	.18**

Nota. ** $p < .01$. IC: interferencia con celular. PP: problemas psicosociales. OC: obsesión con el celular. CA: conflicto-antagonismo.

Discusión

El propósito del presente trabajo fue evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de

Phubbing de Karadağ et al. (2015), la cual es una de las pocas disponibles en el mundo para medir dicha conducta. A pesar de la frecuencia del uso del celular en la Argentina y de su relevancia psicosocial, no existen estudios que hayan examinado las propiedades psicométricas de un cuestionario de *phubbing* en nuestra región, ni tampoco en América Latina. Por lo cual, la fortaleza de este trabajo estuvo en ser el primero de la región en evaluar las propiedades psicométricas de dicha escala. Por otra parte, se empleó una muestra de tamaño grande: se constituyó una muestra intencional de 1245 participantes de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Paraná, Argentina, con edades de 15 a 40 años (70% de mujeres). Los participantes contestaron la Escala de Karadağ et al. (2015), la subescala Conflicto-Antagonismo con progenitores (padres y madres) del Inventario Red de Relaciones de Furman y Buhrmester (1992) y un cuestionario demográfico.

En lo referente a la estructura factorial, tanto en el AP como en el AFC, se halló un modelo con tres factores. En el análisis paralelo, dicha estructura explicaba un 61% de la varianza y todos los ítems obtuvieron cargas por encima de .38 en sus respectivos factores, sin que se presentaran ítems complejos. Los factores fueron denominados *interferencia en la comunicación, obsesión con el celular y problemas psicosociales*. En lo relativo al AFC, este obtuvo un ajuste muy adecuado para dicha estructura, ya que los valores de CFI y TLI se hallaron por encima de .90 y el RMSEA y SRMR estuvo por debajo de .10 (Bentler, 1992; Byrne, 2010). Más aún, los valores cumplieron con los criterios más exigentes que requieren CFI

y TLI mayores que .95 y RMSEA y SRMR estaban bastante cercanos al requerimiento de valores menores que .05 (Hu & Bentler, 1999). Incluso se aproximaron a los criterios más actuales que requieren CFI mayor que .97 y RSMEA y SRMR menores que .07 (Hair et al., 2010). Por otra parte, el modelo mencionado mostró un ajuste más adecuado —como lo indicaba la diferencia de $\Delta\chi^2$ y Δ CFI y valores más adecuados de CFI, TLI, RMSEA y SRMR— que el modelo bifactorial propuesto por los autores (Karadağ et al., 2015), también replicado en España (Blanca & Bendayan, 2018). La dimensión *interferencia en la comunicación*, no obstante, se compuso de los mismos ítems que en el modelo de Karadağ et al. (2015). La diferencia en el modelo aquí detectado puede deberse a las diferencias sociales, culturales y económicas entre la Argentina y dichos países. Sin embargo, mayor investigación es necesaria respecto a este punto.

En relación con su consistencia interna, el coeficiente alfa de Cronbach fue de .67 para *interferencia en la comunicación*, .66 para *obsesión con el celular* y .58 para *problemas psicosociales*. Al eliminar la pregunta cinco por su baja consistencia, el índice aumentó a .74. Por lo tanto, los valores pueden ser considerados adecuados para *interferencia en la comunicación*, ya que un índice entre .70 y .80 se postula como una estimación de consistencia interna satisfactoria (DeVellis, 2012; Kaplan & Saccuzzo, 2006). Las otras dos dimensiones, en cambio, presentaron una consistencia interna menos satisfactoria. No obstante, puede ser aceptable un criterio más laxo —por ejemplo, valores alrededor de .60— para escalas que cuentan con un escaso número de ítems (Loewenthal, 2001). La subescala *obsesión con el celular* quedó conformada por tres ítems, mientras que *problemas psicosociales* quedó compuesta por solo dos ítems. En España, Blanca y Bendayan (2018) detectaron valores más elevados de consistencia

para *interferencia en la comunicación y obsesión con el celular*: .85 y .76, respectivamente. También en Turquía se hallaron valores similares: .87 y .85, respectivamente (Karadağ et al., 2015). Sin embargo, dichas subescalas tenían mayor cantidad de ítems debido a la estructura de dos factores. Por otra parte, se debería evaluar si la baja consistencia se debe a que las dimensiones quedaron conformadas por menor cantidad de ítems o a otros problemas —como la administración online— en quienes lo contestaron virtualmente. Por ejemplo, en este último formato no está disponible el investigador para evacuar dudas con respecto a los ítems o a otros aspectos de la encuesta. Si bien se comprobó que la administración presencial versus online presenta escasas diferencias al tomar los recaudos necesarios, algunas facetas de la recolección online pueden ser cuestionables (Miller, Crowe, Weiss, Maples-Keller, & Lynam, 2017; Weigold, Weigold, & Russell, 2013). Futuros estudios deberían examinar cómo funciona psicométricamente el test aplicado presencialmente versus el test online. Se podría estudiar, también, su invariancia de medición de acuerdo al formato.

Con respecto a su validez concurrente, se observaron asociaciones significativas entre las tres dimensiones del *phubbing* y la edad. Se detectó que, a menor edad, mayor nivel de *phubbing*. Dichas asociaciones fueron estadísticamente significativas, con la excepción de la asociación con *interferencia en la comunicación*, que resultó marginalmente significativa. Dicha asociación es esperable, ya que la gente joven, como los adolescentes y adultos emergentes, se ve atraída hacia los celulares y redes sociales debido al período de la vida en el que se encuentra. Tanto en la adolescencia como en la adultez emergente, las exploraciones de la identidad —como las amorosas— se vuelven centrales, aunque en la tercera década de la vida dicha exploración es más focalizada (Ar-

nett, 2013). Como señalan las investigaciones, dichos grupos usan más intensamente los celulares con el fin de entrar en contacto con sus pares —como amigos o posibles parejas amorosas— o para desarrollar su identidad, gracias a la posibilidad de conectarse en todo momento o lugar (Karacic & Oreskovic, 2017; Zboralski et al., 2009). Por otra parte, el anonimato y desinhibición que permiten las TIC también generan gran atracción en los jóvenes a la hora de explorar su identidad o para la experimentación sexual y amorosa.

Asimismo, se detectaron asociaciones de las tres dimensiones del *phubbing* con el conflicto-antagonismo percibido con padres y madres, lo cual es una nueva prueba de la validez concurrente de la escala. Cabe destacar que el tamaño de las correlaciones resultó pequeño o mediano, aunque las mismas eran estadísticamente significativas. Por otra parte, que una conducta como el *phubbing* —incluso en adolescentes tardíos, adultos emergentes y adultos jóvenes— se asocie con la calidad de las relaciones con padres y madres, pone de manifiesto el importante valor de la familia para el ajuste psicosocial. Además, la asociación del *phubbing* con las interacciones negativas percibidas fue de un tamaño similar para ambos progenitores. Muchos estudios señalan que en la Argentina los valores familiares son mucho más altos que en los países del primer mundo, como los Estados Unidos o Europa del norte (Facio & Resett, 2012), lo cual podría explicar los presentes resultados. No obstante, un estudio en los Estados Unidos —aunque con adolescentes— también detectó que los problemas en las relaciones entre hijos adolescentes y sus progenitores —debido al uso excesivo de las nuevas tecnologías— se asociaban con mayor sintomatología depresiva y conductas de *cyberbullying* en sus hijos (Stockdale et al., 2018). Como señalan Karadağ et al. (2016), el *phubbing* puede generar muchos problemas psicosociales, desde afectar las relaciones

interpersonales hasta dañar las habilidades para la comunicación, generando por ejemplo dificultades para el contacto visual en las comunicaciones cara a cara o interpretaciones erróneas en las mismas.

Que las asociaciones halladas en el presente estudio fuesen pequeñas o medianas puede explicarse por el hecho de que los constructos en psicología se hallan multideterminados. Como señalan Karadağ et al. (2015), el *phubbing* es el resultante de muchos factores, así como las adiciones a las nuevas tecnologías. Además de la edad y la calidad de las relaciones con progenitores, otros factores pueden asociarse al *phubbing*: por ejemplo, estilos de afrontamiento, impulsividad, problemas emocionales, control inhibitorio, nivel socioeconómico, entre otros.

A pesar de las diferencias sociales y culturales de la Argentina con Turquía y España, estos hallazgos sugerirían que este instrumento presenta evidencias de bondad psicométrica en una muestra argentina, aunque con una estructura de tres factores.

Este estudio tiene una serie de limitaciones que deben ser mencionadas: Una de ellas es la de haber sido llevado a cabo con una muestra intencional. Asimismo, la muestra se compuso de mayor cantidad de mujeres que de varones, y está comprobado que el género puede introducir diferencias en el uso de TIC, aunque esto no ha sido demostrado aún para el *phubbing*. Por otra parte, los datos fueron recogidos mediante el autoinforme, lo cual podría inflar artificialmente las relaciones entre las variables por la varianza compartida en el método de recolección de datos (Richardson, Simmering, & Sturman, 2009). Asimismo, los instrumentos de autoinforme —como las escalas— tienen conocidas limitaciones: sesgo en las respuestas, falta de honestidad en las respuestas, marcar alternativas socialmente deseables o extremas. Además, un porcentaje de la muestra

contestó de manera *online*. Que el estudio haya sido transversal no permite evaluar la confiabilidad test-retest de la escala, ni tampoco permite inferir la direccionalidad de la causalidad entre las variables. Es posible que el *phubbing* genere mayores conflictos con los progenitores a causa de los reclamos y reproches de los padres por el uso excesivo del celular; pero también es posible que aquellos sujetos que perciben una peor calidad en sus relaciones con padres y madres se refugien en las nuevas tecnologías con el fin de sobrellevar el malestar psicológico. Asimismo, es posible que una tercera variable —como rasgos de personalidad, problemas emocionales o estilos de afrontamiento— haga covariar al *phubbing* y la percepción de las relaciones parentales. Por otra parte, la validez de constructo se evaluó con las interacciones negativas con progenitores, por lo cual algunos sujetos quedaron excluidos. Finalmente, la validez concurrente se exploró con correlaciones de Pearson y no con otros métodos más sofisticados, como los modelos estructurales.

Futuros estudios deberían examinar esta problemática en muestras de mayor tamaño y seleccionadas al azar de diversas provincias de la Argentina, para poder generalizar los resultados. Una cuestión relevante es que futuras investigaciones deberían ser longitudinales, tanto para examinar su consistencia test-retest como para determinar qué tan estable temporalmente es el *phubbing* —considerando los rápidos cambios que se dan con los celulares y sus aplicaciones—. Además, futuros estudios deberían evaluar la escala con la teoría de la respuesta al ítem. Sería deseable evaluar la validez concurrente con modelos estructurales y con otras conductas disfuncionales asociadas con las nuevas tecnologías, como la adicción a las redes sociales, el *fear of missing out*, el *sexting*, el *cyberstalking*, entre otras. Por último, se debería examinar el papel

que juegan otras variables psicosociales, como la personalidad o los problemas emocionales.

Referencias

- Abramova, O., Baumann, A., Krasnova, H., & Lessmann, S. (junio, 2017). *To phub or not to phub: Understanding off-task smartphone usage and its consequences in the academic environment*. Trabajo presentado en la 25^o European Conference on Information Systems (ECIS), Guimarães, Portugal. Recuperado de <https://aisel.aisnet.org>
- Arnett, J. J. (2013). *Adolescence and Emerging Adulthood. A cultural approach*. Nueva Jersey, NJ: Pearson.
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112(3), 400-404. doi: 10.1037/0033-2909.112.3.400
- Blanca, M. J., & Bendayan, R. (2018). Spanish version of the Phubbing Scale: Internet addiction, Facebook intrusion, and fear of missing out as correlates. *Psicothema*, 30(4), 449-454. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Nueva York, NY: Guilford.
- Byrne, B. M. (2010). *Multivariate Applications Series. Structural Equation Modelling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming* (2^a ed.). Nueva York, NY: Routledge.
- Byrne, B. M. (2012). *Multivariate Applications Series. Structural equation modelling with MPLUS: Basic concepts, applications, and programming*. Nueva York, NY: Routledge.
- Capilla-Garrido, E., & Cubo-Delgado, S. (2017). Phubbing. Conectados a la red y desconectados de la realidad. Un análisis en relación al bienestar psicológico. *Píxel-Bit. Revista de Medios y Educación*, 50, 173-185. doi: 10.12795/pixelbit.2017.i50.12
- Chotpitayasunondh, V., & Douglas, K. M. (2016). How “phubbing” becomes the norm: The antecedents and

- consequences of snubbing via smartphone. *Computers in Human Behavior*, 63, 9-18. doi: [10.1016/j.chb.2016.05.018](https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.05.018)
- DeVellis, R. F. (2012). *Scale Development: Theory and Applications* (3ª ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Facio, A., & Resett, S. (2012). Argentina. En J. J. Arnett (Ed.), *Adolescent Psychology Around the World* (pp. 151-162). Nueva York, NY: Psychology. doi: [10.4324/9780203809129](https://doi.org/10.4324/9780203809129)
- Facio, A., & Resett, S. (2014). Work, romantic relationships and life satisfaction in Argentinean emerging adults. *Emerging Adulthood*, 2(1), 27-35. doi: [10.1177/2167696813515854](https://doi.org/10.1177/2167696813515854)
- Facio, A., Resett, S., Micocci, F., & Mistrorigo, C. (2007). Emerging adulthood in Argentina: An age of diversity and possibilities. *Child Development Perspectives*, 1(2), 115-118. doi: [10.1111/j.1750-8606.2007.00025.x](https://doi.org/10.1111/j.1750-8606.2007.00025.x)
- Facio, A., Resett, S., Mistrorigo, C., & Micocci, F. (2006). *Adolescentes argentinos. Cómo piensan y sienten*. Buenos Aires, Argentina: Lugar.
- Fehm, L., & Hoyer, J. (2004). Measuring thought control strategies: The Thought Control Questionnaire and a look beyond. *Cognitive Therapy and Research*, 28(1), 105-117. doi: [10.1023/b:cotr.0000016933.41653.dc](https://doi.org/10.1023/b:cotr.0000016933.41653.dc)
- Furman, W., & Buhrmester, D. (1992). Age and sex differences in perceptions of networks of personal relationships. *Child Development*, 63(1), 103-115. doi: [10.2307/1130905](https://doi.org/10.2307/1130905)
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate Data Analysis*. Nueva York, NY: Pearson.
- Hartung, C. M., Little, C. S., Allen, E. K., & Page, M. C. (2011). A psychometric comparison of two self-report measures of bullying and victimization: Differences by sex and grade. *School Mental Health*, 3(1), 44-57. doi: [10.1007/s12310-010-9046-1](https://doi.org/10.1007/s12310-010-9046-1)
- Hiscock, D. (2004). Cell phones in class: This, too, shall pass? *Community College Week*, 16, 4-5.
- Hong, F.-Y., Chiu, S.-I., & Huang, D.-H. (2012). A model of the relationship between psychological characteristics, mobile phone addiction and use of mobile phones by Taiwanese university female students. *Computers in Human Behavior*, 28(6), 2152-2159. doi: [10.1016/j.chb.2012.06.020](https://doi.org/10.1016/j.chb.2012.06.020)
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling. A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: [10.1080/10705519909540118](https://doi.org/10.1080/10705519909540118)
- Huang, S., Hu, Y., Ni, Q., Qin, Y., & Lü, W. (2019). Parent-children relationship and internet addiction of adolescents: The mediating role of self-concept. *Current Psychology*, 2(3), 1-9. doi: [10.1007/s12144-019-00199-9](https://doi.org/10.1007/s12144-019-00199-9)
- IBM Corporation. (2015). IBM SPSS Statistics for Windows (23.0). [Software de cómputo]. Armonk: IBM Corporation.
- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. (2019). *Encuesta permanente de hogares 2018*. Recuperado de <https://www.indec.gob.ar>
- International Telecommunication Union. (2013). *Measuring the Information Society*. Ginebra, Suiza: International Telecommunication Union.
- International Test Commission. (2017). *The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests* (2ª ed.). Recuperado de <https://www.intestcom.org>
- Kaplan, R. M., & Saccuzzo, D. P. (2006). *Pruebas psicológicas: Principios, aplicaciones y temas* (6ª ed.). Madrid, España: International Thomson.
- Karacic, S., & Oreskovic, S. (2017). Internet addiction through the phase of adolescence: A questionnaire study. *JMIR Mental Health*, 4(2), 11-16. doi: [10.2196/mental.5537](https://doi.org/10.2196/mental.5537)
- Karadağ, E., Tosuntaş, Ş. B., Erzen, E., Duru, P., Bostan, N., Şahin, B. M. ... Babadağ, B. (2015). Determinants of phubbing, which is the sum of many virtual addictions: A structural equation model. *Journal of Behavioral Addictions*, 4(2), 60-74. doi: [10.1556/2006.4.2015.005](https://doi.org/10.1556/2006.4.2015.005)
- Karadağ, E., Tosuntaş, Ş. B., Erzen, E., Duru, P., Bostan, N., Şahin, B. M. ... Babadağ, B. (2016). The virtual

- world's current addiction: Phubbing. *Addicta: The Turkish Journal on Addictions*, 3(2), 250-269. doi: [10.15805/addicta.2016.3.0013](https://doi.org/10.15805/addicta.2016.3.0013)
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modelling* (4^a ed.). Nueva York, NY: Guilford.
- Lenhart, A. (2015). *Teens, social media and technology overview 2015*. Washington, D. C.: Pew Research Center. Recuperado de <https://www.pewresearch.org/internet/2015/04/09/introduction-teens-tech>
- Liu, R.-D., Wang, J., Gu, D., Ding, Y., Oei, T. P., Hong, W. ... Li, Y.-M. (2019). The effect of parental phubbing on teenager's mobile phone dependency behaviors: The mediation role of subjective norm and dependency intention. *Psychology Research and Behavior Management*, 12, 1059-1069. doi: [10.2147/PRBM.S224133](https://doi.org/10.2147/PRBM.S224133)
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: [10.6018/analesps.30.3.199361](https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361)
- Loewenthal, K. M. (2001). *An introduction to psychological tests and scales* (2^a ed.). East Sussex, UK: Psychology.
- Lorenzo-Seva, U. (2013). *Why rotate my data using Promin?* Technical Report. Tarragona, España: Department of Psychology, Universitat Rovira i Virgili.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). *Manual of the Program Factor v. 8.10*. Tarragona, España: Department of Psychology, Universitat Rovira i Virgili. Recuperado de <http://www.psicologia.urv.cat/ca>
- Miller, J. D., Crowe, M., Weiss, B., Maples-Keller, J. L., & Lynam, D. R. (2017). Using online, crowdsourcing platforms for data collection in personality disorder research: The example of Amazon's Mechanical Turk. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 8(1), 26-34. doi: [10.1037/per0000191](https://doi.org/10.1037/per0000191)
- Muñoz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los test: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Muthén, L., & Muthén, B. (2011). *Mplus User's Guide*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nazir, T., & Pişkin, M. (2016). Phubbing: A technological invasion, which connected the world but disconnected humans. *The International Journal of Indian Psychology*, 3(4), 39-46. Recuperado de <https://ijip.in>
- Resett, S., & González-Caino, P. C. (2019). Propiedades psicométricas de un Cuestionario de Trolling en una muestra argentina. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 11(1), 48-57. doi: [10.32348/1852.4206.v11.n1.20870](https://doi.org/10.32348/1852.4206.v11.n1.20870)
- Richardson, H. A., Simmering, M. J., & Sturman, M. C. (2009). A tale of three perspectives: Examining post hoc statistical techniques for detection and correction of common method variance. *Organizational Research Methods*, 12(4), 762-800. doi: [10.1177/1094428109332834](https://doi.org/10.1177/1094428109332834)
- 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. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Solís-Salazar, M. (2015). The dilemma of combining positive and negative items in scales. *Psicothema*, 27(2), 192-200. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Stockdale, L. A., Coyne, S. M., & Padilla-Walker, L. M. (2018). Parent and child technofence and socioemotional behavioral outcomes: A nationally representative study of 10- to 20-year-old adolescents. *Computers in Human Behavior*, 88, 219-226. doi: [10.1016/j.chb.2018.06.034](https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.06.034)
- Suárez-Álvarez, J., Pedrosa, I., Lozano, L. M., García-Cue-to, E., Cuesta, M., & Muñoz, J. (2018). Using reversed items in Likert scales: A questionable practice. *Psicothema*, 30(2), 149-158. Recuperado de <http://www.psicothema.com>

- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6^a ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon/Pearson Education.
- Ugur, N. G., & Koc, T. (2015). Time for digital detox: Misuse of mobile technology and phubbing. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 195, 1022-1031. doi: [10.1016/j.sbspro.2015.06.491](https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.06.491)
- Van Sonderen, E., Sanderman, R., & Coyne, J. C. (2013). Ineffectiveness of reverse wording of questionnaire items: Let's learn from cows in the rain. *PLOS ONE*, 8(7), 1-7. doi: [10.1371/journal.pone.0068967](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0068967)
- Vanden-Abeeel, M. M. P., Antheunis, M. L., & Schouten, A. P. (2016). The effect of mobile messaging during a conversation on impression formation and interaction quality. *Computers in Human Behavior*, 62, 562-569. doi: [10.1016/j.chb.2016.04.005](https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.04.005)
- Walsh, S. P., White, K. M., Hyde, M. K., & Watson, B. (2008). Dialling and driving: Factors influencing intentions to use a mobile phone while driving. *Accident Analysis and Prevention*, 40(6), 1893-1900. doi: [10.1016/j.aap.2008.07.005](https://doi.org/10.1016/j.aap.2008.07.005)
- Weigold, A., Weigold, I. K., & Russell, E. J. (2013). Examination of the equivalence of self-report survey-based paper-and-pencil and internet data collection methods. *Psychological Methods*, 18(1), 53-70. doi: [10.1037/a0031607](https://doi.org/10.1037/a0031607)
- Wells, A., & Davies, M. I. (1994). The Thought Control Questionnaire: A measure of individual differences in the control of unwanted thoughts. *Behaviour Research and Therapy*, 32(8), 871-878. doi: [10.1016/0005-7967\(94\)90168-6](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)90168-6)
- Zboralski, K., Orzechowska, A., Talarowska, M., Darnos, A., Janiak, A., Janiak, M. ... Gałeczki, P. (2009). The prevalence of computer and Internet addiction among pupils. *Postępy Higieny i Medycyny Doświadczalnej*, 63, 8-12. Recuperado de <http://www.phmd.pl>