



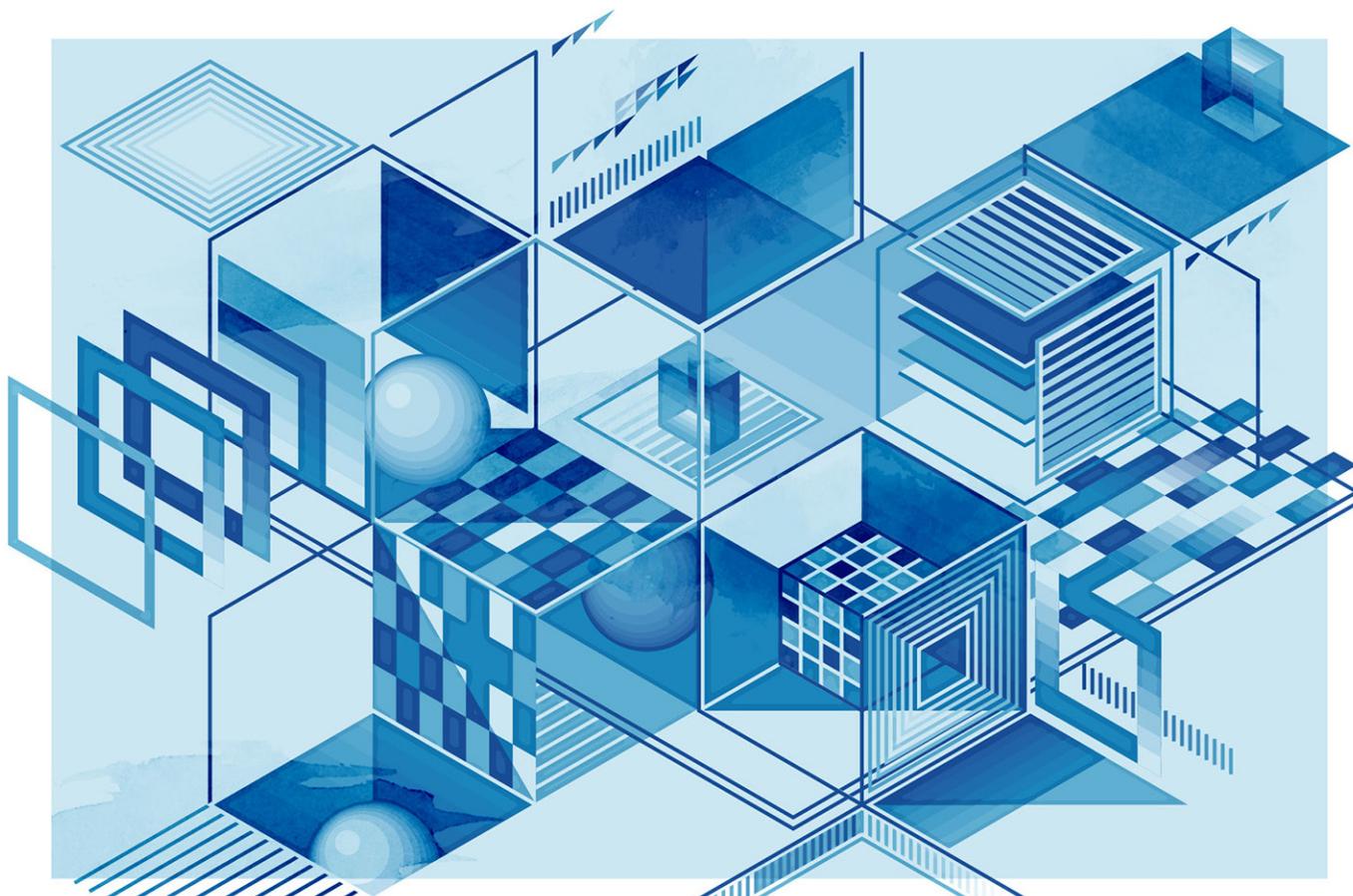
EVALUAR

Revista Evaluar

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

2022

VOL 22 - Nº3
ISSN 1667-4545



Propiedades psicométricas del Cuestionario de Abuso Online en el Noviazgo en una muestra de adultos argentinos

Psychometric properties of the Online Dating Abuse Questionnaire in a sample of Argentinean adults

Santiago Resett * ¹, Pablo González-Caino ²

1 - Universidad Argentina de la Empresa/CONICET, CABA, Argentina.

2 - Universidad Argentina de la Empresa/CONICET, CABA, Argentina.

Introducción
Metodología
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 09/06/2022 Revisado: 15/09/2022 Aceptado: 25/09/2022

Resumen

El *cyberbullying* o abuso *online* en la pareja amorosa es una problemática de gran actualidad. El presente estudio tuvo como objetivo explorar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Abuso Online en el Noviazgo de Borrajo, Gámez-Guadix, Pereda y Calvete (2015). Se constituyó una muestra intencional de 526 adultos, con un 80% de mujeres y 20% de varones ($M_{\text{edad}} = 37.8$). Los resultados de análisis factoriales, confirmatorios como exploratorios, arrojaron una estructura de dos dimensiones, tanto para la *cybervictimización* como el *cyberbullying*. La consistencia interna fue satisfactoria. Se detectó validez concurrente de los puntajes en lo referente al uso de nuevas tecnologías, el trolling, la personalidad oscura y los problemas emocionales. También el género y la edad introdujeron diferencias al respecto.

Palabras claves: *abuso, cyberbullying, cybervictimización, pareja, propiedades, cuestionario*

Abstract

Cyberbullying or online abuse is a very topical problem. The present study aimed to explore the psychometric properties of the Online Dating Abuse Questionnaire by Borrajo, Gámez-Guadix, Pereda, and Calvete (2015). An intentional sample of 526 adults was constituted, with 80% women and 20% men ($M_{\text{age}} = 37.8$). Results of both confirmatory and exploratory factor analyses yielded a two-dimensional structure, both for *cybervictimization* and *cyberbullying*. Internal consistency was adequate. Concurrent validity of the scores regarding the use of new technologies, trolling, dark personality and emotional problems was detected. Gender and age also introduced differences in this regard.

Keywords: *abuse, cyberbullying, cybervictimization, partner, properties, questionnaire*

*Correspondencia a: Dr. Santiago Resett, Laurencena 222, Paraná, Entre Ríos, Argentina. E-mail: resettsantiago@gmail.com

Nota de autores: Santiago Resett es investigador del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Tecnológicas de la Argentina (CONICET) y docente de la Universidad Argentina de la Empresa. Es doctor en psicología y autor de numerosas publicaciones científicas sobre el desarrollo socioemocional de los adolescentes.

Pablo González-Caino es becario posdoctoral del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Tecnológicas de la Argentina (CONICET)-Universidad Argentina de la Empresa. Es doctor en psicología y autor de numerosas publicaciones científicas sobre la agresión y el uso de videojuegos en adolescentes. pablo.cg.caino@hotmail.com

Cómo citar este artículo: Resett, S., & González-Caino, P. (2022). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Abuso Online en el Noviazgo en una muestra de adultos argentinos. *Revista Evaluar*, 22(3), 1-19. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Déborah Figueroa, Andrea Suarez, Juan Cruz Balverdi, Mercedes Leaden, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Ricardo Hernández, Alicia Molinari

Introducción

Las tecnologías de la información y la comunicación, como celulares e internet, han generado importantes beneficios en las últimas décadas (Gámez-Guadix, 2014; Preston, 2001). Sin embargo, también han dado lugar a conductas negativas (Resett & González-Caino, 2019). Una de estas conductas es el *cyberbullying* o abuso *online*, una problemática que ha sido ampliamente estudiada en el contexto educativo por su constante crecimiento y preocupación (Chun, Lee, Kim, & Lee, 2020). Debido a su gravedad, desde la psicoterapia se han creado intervenciones para mitigar sus efectos (Elbedour et al., 2020; Byers, Mishna, & Solo, 2021), se ha evaluado la eficacia de diferentes intervenciones para reducirlo (Gaffney, Farrington, Espelage, & Ttofi, 2019) y hasta se han construido sistemas de detección mediante la tecnología (Rosa et al., 2019). Sin embargo, el *cyberbullying* no es solo un problema entre escolares, sino que también es una grave problemática en otros contextos. Uno de los posibles ámbitos en donde puede acontecer es dentro de la pareja amorosa. El *cyberbullying* en las relaciones de pareja o noviazgo, también llamado *cyberabuso* o abuso *online* (Leisring, 2019), es un fenómeno que se caracteriza por el uso de las nuevas tecnologías para insultar, poner sobrenombres, humillar o hasta amenazar públicamente a la pareja o expareja (Leisring & Giumetti, 2014). Siguiendo esta línea, Temple et al. (2016) definen al *cyberabuso* como el monitorear, controlar o acosar a una pareja amorosa a través del uso de tecnología, como mensajes de texto con celulares, chats privados o redes sociales. Con respecto a su incidencia, los pocos estudios disponibles arrojaron que un 12% a 17% de los jóvenes admitieron llevar a cabo este abuso hacia su pareja (Korchmaros, Ybarra, Langhinrichsen-Rohling, Boyd, & Lenhart, 2013) y entre un 11% a 32% haber sido *cybervictimizado*

(Zweig, Dank, Yahner, & Lachman, 2013). Otros estudios en población hispana detectaron porcentajes de casi un 14% para el realizarlo y más de un 80% para el sufrirlo (Borrajó, Gámez-Guadix, Pereda, & Calvete, 2015).

Esta forma de abuso es de gran importancia debido a los problemas psicosociales que genera como, por ejemplo, soledad, depresión y ansiedad (Cava, Tomás, Buelga, & Carrascosa, 2020), sobre todo, si se considera que el contexto de la pareja amorosa es uno de los más importantes en la adultez junto con el ambiente laboral (Fichman & Cui, 2011). Por otro lado, se ha encontrado evidencia de que el sufrir *cyberbullying* en la pareja se correlacionaba con el abuso de sustancias, con el miedo y la ira (Lindsay, Booth, Messing, & Thaller, 2016). Los estudios de los correlatos psicosociales del sufrir *cyberbullying* en el contexto de pareja indicaron que, mayormente, se asociaba con una mayor depresión y ansiedad (Borrajó & Gámez-Guadix, 2016). Estos resultados sugieren que el estudio de esta problemática es de vital importancia para su pronta identificación y prevención.

En lo relativo a los correlatos psicosociales de esta problemática, aunque no existen muchas investigaciones que directamente hayan estudiado el *cyberbullying* en el contexto de pareja, está sólidamente comprobado que las características de las nuevas tecnologías, como la desinhibición y el anonimato, pueden incrementar las conductas agresivas y hostiles (Beran & Li, 2005), como la ciberagresión (Smith, 2012). Así, la preocupación constante por las nuevas tecnologías puede llevar a la imposibilidad de controlar su uso (Young, 2011) y generar una mayor disposición a usarlas para *cyberagredir* o emplearlas con el fin de controlar a la pareja amorosa. Muchos autores sugieren que el control mediante las nuevas tecnologías es más frecuente hacia los vínculos íntimos, como parejas o exparejas, debido al ma-

por grado de conocimiento e información que se posee sobre ellas para su manipulación (Spitzberg & Cupach, 2007).

Otro comportamiento disruptivo reciente a través de las nuevas tecnologías es el *trolling*, que se define como una comunicación en línea con la intención de ser provocativa, ofensiva o amenazante (Bishop, 2014). A pesar de que el cyberbullying y el *trolling* son constructos diferentes, podrían estar asociados porque comparten un atributo agresivo (Corcoran, Guckin, & Prentice, 2015). Por otro lado, ambos pueden estar relacionados debido a la capacidad de generar adicción que tienen las nuevas tecnologías. Por ejemplo, la relación entre el cyberbullying y la adicción a internet está bien establecida en muchos estudios (Navarro, Marcum, Higgins, & Ricketts, 2015).

Otro constructo de gran relevancia en la psicología es la personalidad. En tiempos recientes, los estudios científicos sobre la personalidad oscura (Paulhus & Williams, 2002) han ido aumentando y explorando estas características transgresoras de la personalidad, basadas en el narcisismo, el maquiavelismo y la psicopatía, que son las dimensiones más conocidas de la personalidad oscura (Muris, Merckelbach, Otgaar, & Meijer, 2017). Estas tres dimensiones son consideradas como el corazón de la personalidad oscura y, aunque comparten la insensibilidad y el comportamiento antagonista, son distintas entre sí (Paulhus & Williams, 2002). Cabe destacar que el modelo se refiere al maquiavelismo, al narcisismo y a la psicopatía como características de personalidad que se pueden encontrar en la población general y con un nivel subclínico. Por esta razón, no tienen por qué suponer una patología para el individuo, como señalan Buckels, Jones y Paulhus (2013). El narcisismo subclínico se divide en grandioso y vulnerable. El narcisismo grandioso es caracterizado por el exhibicionismo, la falta de humildad y modestia, y una dominancia

interpersonal; en cambio, en el narcisismo vulnerable lo primordial es el afecto negativo, la desconfianza y la necesidad de atención y reconocimiento (Dickinson & Pincus, 2003; Miller, Price, Gentile, Lynam, & Campbell, 2012). Por otro lado, el maquiavelismo se define por un patrón de pensamiento estratégico, la habilidad para la manipulación y un pragmatismo insensible, donde el deseo de éxito muestra un control de la impulsividad (Miller, Lynam, Hyatt, & Campbell, 2017). Finalmente, la psicopatía subclínica se caracteriza por la insensibilidad, la falta de empatía, la impulsividad, la desinhibición y la maldad, es el constructo más aversivo dentro de la tríada oscura por su alta correlación con el comportamiento antisocial (Paulhus & Williams, 2002). Aunque no muchos estudios han examinado la relación entre estos rasgos y el cyberbullying, estudios recientes encontraron que dichos rasgos, principalmente la psicopatía, por ser el más aversivo y el que más se relaciona con la agresividad (Paulhus & Williams, 2002), eran predictores del abuso *online* (Branson & March, 2021; March, Litten, Sullivan, & Ward, 2020).

En cuanto a las variables demográficas asociadas con el cyberbullying en la pareja, el género ha sido una variable muy estudiada. Sin embargo, los resultados han sido inconsistentes. Algunos estudios indicaron que las mujeres lo realizan más que los varones (March et al., 2020), mientras que otros estudios encontraron que los varones lo realizaban en mayor medida (Jaen-Cortés, Rivera-Aragón, Reidl-Martínez, & García-Méndez, 2017). Las investigaciones han señalado que las diferencias pueden deberse a las formas en que se lleva a cabo el abuso *online*, algunos autores destacan que los varones suelen usar formas más directas, por ejemplo, amenazar; mientras que las mujeres llevan a cabo modos más indirectos, por ejemplo, revisar el celular o las redes sociales de la pareja sin permiso (Burke, Wallen, Vail-Smith,

& Knox, 2011; Purcell, Pathé, & Mullen, 2010). Es posible que la evidencia contradictoria en este aspecto pueda deberse a las distintas muestras y cuestionarios empleados (March et al., 2020). Por ende, se necesita más investigación al respecto. También la edad ha sido un factor muy examinado, porque indica que estas conductas, tanto en la cybervictimización como en la realización, son más frecuentes entre los jóvenes (Borrajo, 2015).

Por todo lo dicho, el desarrollo de instrumentos es de gran importancia para identificar esta conducta. Sin embargo, hay pocos instrumentos que lo evalúan, especialmente en el habla hispana. Uno de ellos es el Cuestionario de Abuso Online en el Noviazgo (CAON; Borrajo et al., 2015), que mide el cyberbullying en la pareja a través de cuatro dimensiones, de las cuales dos corresponden a la cybervictimización y dos a la cyberperpetración del comportamiento. Ha demostrado buenas propiedades psicométricas, tanto de validez como de confiabilidad (Borrajo et al., 2015) y es uno de los más utilizados en Iberoamérica para analizar la problemática del abuso *online* en la pareja. La ventaja del CAON es que fue construido con una sólida revisión de la literatura, evalúa formas directas e indirectas de cyberabuso, tanto de cybervictimización como de realización, inquiriere sobre estas conductas en el último año y usa alternativas temporales de respuestas.

Por este motivo, la importancia de este trabajo radica en ser el primero en evaluar las propiedades de CAON en un país de América Latina. A diferencia del estudio original de los autores del test (Borrajo et al., 2015), las ventajas del presente trabajo son la examinación de su validez concurrente con respecto al *trolling*, al uso de nuevas tecnologías, a la personalidad oscura y a los problemas emocionales, lo que constituye una ampliación importante sobre sus propiedades.

Objetivos

Examinar las propiedades psicométricas del cuestionario de cyberbullying o cyberabuso en el noviazgo: estructura factorial y consistencia interna en una muestra de adultos argentinos.

Explorar su validez concurrente con respecto a la personalidad oscura, el *trolling*, los problemas emocionales y el uso de nuevas tecnologías.

Determinar si la cybervictimización y el cyberbullying varían de acuerdo al género y si se asocian con la edad.

Metodología

Muestra

Se constituyó una muestra intencional de 526 adultos. El 80% eran mujeres y el 20%, varones. Las edades iban de 18 a 60 años ($M_{\text{edad}} = 37.8$, $DE = 11.8$). El 83% era de nacionalidad argentina y el resto de otras naciones de América Latina (Uruguay, Chile y Perú). En lo referente al nivel educativo, el 2% no había terminado los estudios secundarios, el 7% tenía estudios secundarios terminados, el 19% tenía estudios universitarios sin finalizar y el resto contaba con estudios universitarios completos. Con respecto a la situación de pareja, al 20% le gustaba alguien, pero todavía no salían; el 7% salía con alguien, el 18% estaba de novio/a, el 22% convivía, pero no estaba casado/a; y el resto (32%) estaba casado/a.

Instrumentos

Cuestionario demográfico. Género, edad, nacionalidad y situación de pareja amorosa. Dos preguntas sobre uso del celular e internet. Se inquirió la frecuencia de su uso a partir de las siguientes alternativas: nada-1 hora, 2-4 horas, 5-8 horas y

más de 8 horas. Se promediaron por su alta consistencia y se han usado en otros estudios demostrando su asociación con el *trolling* y la adicción a las nuevas tecnologías (Resett, Gonzalez-Caino, & March, 2022).

Cuestionario de Abuso Online en el Noviazgo (CAON, Borrajo et al., 2015). Se compone de 40 preguntas, 20 de ellas indagan sobre si se sufrió abuso online durante el último año (mediante Internet, celulares, redes sociales, entre otras) por parte de la pareja amorosa o expareja amorosa (por ejemplo, *He amenazado a mi pareja o expareja a través de las nuevas tecnologías con hacerle daño físicamente*) y 20 de ellas inquieran sobre si se lo realizó a la pareja (por ejemplo, *Mi pareja o expareja ha creado un perfil falso sobre mí en una red social para causarme problemas*). Las alternativas de respuestas son 1 = *Nunca. Esto nunca ha pasado en nuestra relación*; 2 = *No en el último año, pero si anteriormente*; 3 = *Rara vez. Ha ocurrido en 1 o 2 ocasiones*; 4 = *A veces. Ha ocurrido entre 3 y 10 veces*; 5 = *Con frecuencia. Ha ocurrido entre 11 y 20 ocasiones* y 6 = *Casi siempre. Más de 20 veces*. Tanto para la cybervictimización, como para el cyberbullying, se componen de dos subescalas: una de comportamientos directos y otra sobre control (o comportamiento indirecto).

El desarrollo del cuestionario se llevó a cabo en un proceso de cuatro fases: (a) revisión de la literatura sobre el tema; (b) entrevistas cualitativas con víctimas de cyberbullying por parte de la pareja; (c) revisión del instrumento por parte de expertos; y (d) un estudio piloto del cuestionario. La estructura factorial del cuestionario es adecuada, como demostraron estudios factoriales exploratorios y confirmatorios, indicando su validez de constructo como lo indicó su asociación con la violencia física, verbal y psicológica en muestras españolas (Borrajo et al., 2015). En lo

referente a su consistencia interna, estas son adecuadas con .84 para la cybervictimización indirecta, .87 para la cybervictimización mediante el control, mientras que para el cyberbullying eran .73 para el indirecto y .81 para el control (Borrajo et al., 2015). Para su aplicación a la Argentina, un grupo de tres jueces independientes, investigadores en Psicología del Desarrollo, evaluaron el cuestionario y sugirieron que el término móvil sea sustituido por celular para una mayor comprensión en este país. Con esta modificación se aplicó a una muestra piloto de 40 estudiantes universitarios que no mostraron dificultades para responder.

Dirty Dozen (DD, Jonason & Webster, 2010).

El DD es un instrumento de 12 ítems dividido en tres subescalas para medir cada una un rasgo de la tríada oscura: maquiavelismo, psicopatía y narcisismo. Está dividido en cuatro ítems por subescala y utiliza la escala tipo Likert de cinco opciones (1 = *muy en desacuerdo*, a 5 = *muy de acuerdo*), las cuales se suman y, a mayores puntajes, mayores rasgos de personalidad oscura. El maquiavelismo consiste en la manipulación y explotación de otras personas para conseguir los propios fines, se refiere tanto a la capacidad de manipular realizando planes a largo plazo, como a la obtención de satisfacción con esta manipulación. El narcisismo consiste en una grandiosidad o admiración excesiva hacia uno mismo, querer la admiración del resto, creerse superior a las demás personas y que, por ello, merece un trato especial. La psicopatía se caracteriza por la baja empatía, impulsividad, conducta antisocial, insensibilidad hacia los sentimientos de los demás y ausencia o poco remordimiento hacia las conductas propias que dañan a otros, lo que implica poca o falta de moral en las acciones propias. Entre algunos ejemplos de ítems, se incluyen: *soy de manipular a los otros para conseguir lo que quiero*; *no tengo culpa o remordimiento*; y *soy de buscar estatus*,

privilegios o tratar de sobresalir.

Dicho instrumento presenta buena estructura factorial, confiabilidad y validez convergente y discriminante según los autores, tanto en población comunitaria como en la clínica (Jonason & Webster, 2010), como en muestras españolas (Nieto-Ribes, 2015), peruanas (Copez-Lonzoy, Merino, & Dominguez Lara, 2020) y argentinas (Resett & González-Caino, 2019; Resett, González-Caino, & Zapata, 2022). En el presente estudio se empleó la versión argentina (Resett & González-Caino, 2019; Resett et al., 2022) que demostró validez de constructo con relación al uso problemático de nuevas tecnologías y confiabilidad entre .66 y .75 en muestras argentinas con población comunitaria. Los valores de alfa de Cronbach en el presente estudio estuvieron entre .71 y .79.

Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21, Lovibond & Lovibond, 1995). Se trata de una medida de autoinforme conformada por subescalas que miden tres estados emocionales negativos: la depresión, la ansiedad y el estrés. En el DASS-21, una versión reducida del DASS, cada subescala consta de siete preguntas en lugar de los 14 ítems de la versión original. Los ítems constan de cuatro niveles de severidad/frecuencia que van desde 0 = *no me pasaba* hasta 3 = *me pasaba muchísimo*. Los puntajes más altos indican mayor nivel de emocionalidad negativa. Como al sujeto se le pide que describa cómo se sintió durante los últimos siete días, el DASS-21 es una medición de estado más que de rasgo. En cuanto a sus propiedades psicométricas, Lovibond y Lovibond (1995) informan unos α de Cronbach de .81 para *depresión*, .73 para *ansiedad* y .81 para *estrés*. Presentan, además, evidencia de validez factorial, concurrente (por ejemplo, con las escalas Beck de Depresión y Ansiedad) y discriminativa. Sus propiedades están bien establecidas en la

Argentina (Resett & Putallaz, 2018). Los valores de alfa de Cronbach en el presente estudio estuvieron entre .82 y .84.

Cuestionario de Evaluación Global de Trolling en Internet (GAIT, Buckels, Trapnell, & Paulhus, 2014) revisado (R-GAIT, de Sest & March, 2017). El cuestionario original se compone de cuatro preguntas que se contestan en una escala Likert de cinco puntos que van de 1 (*fuertemente en desacuerdo*) a 5 (*muy de acuerdo*). Los ítems son: *He enviado a las personas a sitios de internet desagradables sólo por placer*; *Me gusta molestar, burlarme o insultar a las personas en la Internet (como en foros o páginas Web)*; *Me gusta molestar a los otros jugadores en los juegos de video en red o de Internet*, y *Mientras más linda es una cosa, más deseo destruirla*. Las primeras tres preguntas miden el llevar a cabo el *trolling* y disfrutarlo, mientras que la última pregunta inquiere sobre la identificación con la cultura *trolling*. A las preguntas originales, Sest y March (2017) agregaron cuatro preguntas más para una mejor medición del constructo. Las preguntas pueden sumarse o promediarse para derivar un puntaje global. Dicho instrumento demostró buenas propiedades psicométricas, con un α de Cronbach de .82, como también validez de constructo al mostrar su asociación con la tríada oscura de la personalidad (Buckels et al., 2014), como validez predictiva (Sest & March, 2017). En el presente estudio se tomó la versión argentina de Resett y González-Caino (2019) que demostró buena consistencia interna y validez de constructo (Resett, González-Caino, & March, 2022). El alfa de Cronbach en el presente estudio fue de .79.

Procedimiento de recolección de datos

Los participantes fueron reclutados median-

te diversos medios de comunicación virtual, los datos fueron recolectados mediante un cuestionario diseñado en la plataforma Google Forms y distribuido a través de redes sociales, como Facebook e Instagram. Se utilizaron escalas de autoevaluación para la valoración de cada una de las variables incluidas en el modelo. Cada participante respondió a los cuestionarios en una sola sesión a través de la plataforma mencionada, con la inclusión de un consentimiento informado que aseguraba el anonimato y confidencialidad de las respuestas y el cumplimiento de los requisitos por parte de los participantes. El estudio fue aprobado por la universidad desde donde se realizó el estudio.

Procedimiento de análisis de datos

Los datos se procesaron en el programa SPSS 23 para llevar a cabo el análisis factorial exploratorio, así como correlaciones de Pearson con el objetivo de evaluar la validez concurrente del instrumento y comparaciones de medias *t* de student. La muestra se dividió aleatoriamente en dos grupos de 226 y 300. Primeramente, se llevó a cabo el análisis factorial exploratorio con el método ML máxima verosimilitud con el primer grupo, ya que el análisis de componentes principales se desaconseja en la actualidad (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). Se llevó a cabo este análisis ya que, aunque las alternativas de respuestas eran ordinales, estas se componían de más de cinco opciones de respuestas y los valores de asimetría iban de 0.03 a 1.65 y los de curtosis 0.30 a 2.55, por lo cual no se alejaban excesivamente de la normalidad (Byrne, 2010, 2012; Kline, 2015; Tabachnick & Fidell, 2013). Como señalan muchos autores, los datos de este test y su distribución relativamente normal amerita a que se trate a los datos

de forma continua (Schmidt, Gay, d'Acremont, & Van der Linden, 2008). Se solicitaron autovalores mayores a 1 y rotación oblimin debido a que se postulaba que los factores estarían relacionados, como señalan los autores del test (Borrajo et al., 2015). Se pidió que se muestren las cargas factoriales por encima de .30.

Para el análisis factorial confirmatorio, se usó la segunda muestra de 300 sujetos. Se empleó el programa MPLUS 6 con el procedimiento del método Weighted Least Squares (WLSMV), debido a que las respuestas de los ítems eran ordinales (Brown, 2006, Lloret-Segura et al., 2014). Por el mismo motivo se empleó el χ^2 de Satorra-Bentler. Para evaluar su ajuste, se tuvieron en cuenta CFI y TLI, los cuales deben tener valores por encima de .90; como también el RMSEA y SRMR, los cuales deben presentar valores menores de .10 (Bentler, 1992; Byrne, 2010). También se tuvieron en cuenta criterios más exigentes de CFI y TLI mayores de .95 y RMSEA y SRMR menores de .05 (Hu & Bentler, 1999). Que el χ^2 no sea significativo es un criterio muy exigente y sensible al tamaño de la muestra (Byrne, 2010), por lo cual se dividió el χ^2 por los grados de libertad del modelo. Aunque no hay criterios unánimes del valor, se establece generalmente que debe ser menor a 3 (Cupani, 2012). También se extrajo la varianza media extractada que debe ser superior a .50 para ser adecuada (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1995), lo que indica que más de la mitad de la varianza del modelo es explicada por cada dimensión o factor. Así, se comenzó por realizar un análisis factorial exploratorio (un estudio de calibración), para luego realizar un análisis confirmatorio (un estudio de replicación) debido a que no existen estudios de esta naturaleza en la Argentina. Se optó por este enfoque basado en los datos o *botton up*, realizando primero un exploratorio y luego un confirmatorio, porque se sabe que las estructuras factoriales de un instrumento

pueden variar de un estudio a otro cuando se está en un proceso de adaptación de un test (Fehm & Hoyer, 2004; Wells & Davies, 1994).

La consistencia interna se evaluó con el alfa de Cronbach, como con la consistencia de omega, al tratarse de alternativas de respuesta ordinales. El coeficiente omega se calculó con el programa Jamovi 2.2.5. Se calculó la confiabilidad compuesta que es un índice más actual y no está afectado por la cantidad de ítems a diferencia del alfa de Cronbach (Hair et al., 1995). Para la validez concurrente, se escogieron variables que teóricamente estuvieran relacionadas con el abuso online.

Resultados

Con respecto al análisis factorial exploratorio, en primer lugar, se colocaron las 20 preguntas de cybervictimización. El KMO de .94 ($\chi^2_{(190)} = 9337.24$ $p < .001$) indicaba que era apropiado llevarlo a cabo. Como se muestra en la Tabla 1, emergió un modelo de dos factores que explicaban una varianza de 55% y 11%, respectivamente. Todas las preguntas cargaban por encima de .50 en su respectivo factor y no existían cargas cruzadas por encima de .30. Las dimensiones se podían conceptualizar como cybervictimización directa y cybervictimización mediante el control o indirecta.

Al ejecutar el mismo procedimiento para las 20 preguntas de cyberbullying, el KMO de .95 ($\chi^2_{(190)} = 12254.12$ $p < .001$) indicaba que era apropiado llevarlo a cabo. Como se muestra en la Tabla 2, emergía un modelo de dos factores que explicaban una varianza de 59% y 10%, respectivamente. Todas las preguntas cargaban por encima de .48 en su respectivo factor y no existían cargas cruzadas por encima de .30. Las dimensiones se podían conceptualizar como cyberbullying

directo y cyberbullying mediante el control.

Al llevar a cabo un análisis factorial confirmatorio con los 20 ítems de las preguntas de cybervictimización para poner a prueba el modelo hallado en el análisis factorial exploratorio (exhibido en la Figura 1), los resultados mostraban un resultado satisfactorio para el modelo de dos factores, como se señala en la Tabla 3. Las cargas factoriales iban de .63 a .91 ($ps < .001$). Al llevar a cabo el mismo procedimiento para las 20 preguntas de cyberbullying, indicado en la Figura 2, también los resultados eran satisfactorios, como se muestra en la Tabla 3. Las cargas factoriales iban de .66 a .98 ($ps < .001$).

La varianza media extractada para la cybervictimización directa era de .60 y mediante el control era de .56. Para la realización del cyberbullying era de .75 para el directo y de .52 para el cyberbullying mediante el control. Con respecto a la consistencia interna, los valores de alfa de Cronbach eran de .95 y .93 para cybervictimización directa y mediante el control, respectivamente. Para el cyberbullying, las alfas de Cronbach eran de .97 y .87, respectivamente. Con respecto a la consistencia utilizando el estadístico omega, los valores eran de .97 y .96; y de .99 y .90, respectivamente. La confiabilidad compuesta era de .92 para cybervictimización directa y .90 para la indirecta. Para el cyberbullying, era de .96 para el directo y de .82 para el indirecto.

En la Tabla 4, se exhiben los estadísticos descriptivos para las dos dimensiones de cybervictimización y cyberbullying. Las correlaciones entre las dos subescalas de cybervictimización fue de .64 y para cyberbullying de .63.

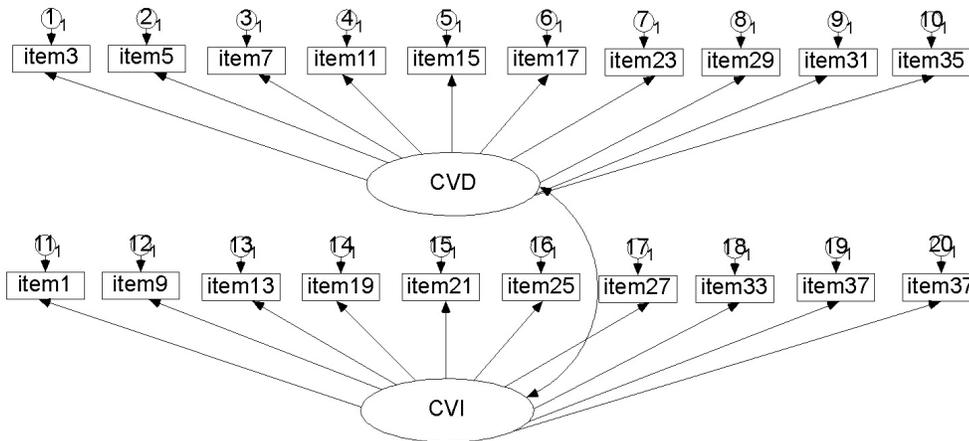
En lo referente a determinar si existían correlaciones para la cybervictimización y el cyberbullying con respecto al uso de nuevas tecnologías, el *trolling*, la personalidad oscura y los problemas emocionales, para la cybervictimización mediante el control, se hallaban correlaciones positivas

Tabla 1
Análisis factorial exploratorio para las preguntas de cybervictimización.

Preguntas	Dimensión 1	Dimensión 2
1- Mi pareja o expareja ha controlado las actualizaciones de estado del muro de mi red social.		.77
3- Mi pareja o expareja me ha amenazado a través de las nuevas tecnologías con hacerme daño físicamente.	.65	
5- Mi pareja o expareja ha creado un perfil falso sobre mí en una red social para causarme problemas.	.85	
7- Mi pareja o expareja ha escrito un comentario en el muro de una red social para humillarme o insultarme.	.78	
9- Mi pareja o expareja ha usado mis contraseñas (teléfono, celulares, redes sociales, correo electrónico) para curiosear mis mensajes y/o contactos sin mi permiso.		.69
11- Mi pareja o expareja ha difundido secretos y/o información comprometedor sobre mí a través de las nuevas tecnologías.	.86	
13- Mi pareja o expareja ha controlado la hora de mi última conexión en aplicaciones del celular.		.80
15- Mi pareja o expareja me ha amenazado a través de las nuevas tecnologías con difundir secretos o información comprometedor sobre mí.	.91	
17- Mi pareja o expareja ha utilizado las nuevas tecnologías para hacerse pasar por mí y crearme problemas.	.85	
19- Mi pareja o expareja me ha enviado mensajes insultantes y/o humillantes a través de las nuevas tecnologías.		.50
21- Mi pareja o expareja ha revisado mis redes sociales, WhatsApp o correo electrónico sin mi permiso.		.78
23- Mi pareja o expareja ha enviado y/o subido fotos, imágenes y/o videos míos, íntimos o de contenido sexual a otras personas sin mi permiso.	.89	
25- Mi pareja o expareja ha utilizado las nuevas tecnologías para controlar dónde he estado y con quién.		.86
27- Mi pareja o expareja me ha amenazado a través de las nuevas tecnologías para que conteste sus llamadas o mensajes de manera inmediata.		.64
29- Mi pareja o expareja se ha hecho pasar por otra persona a través de las nuevas tecnologías para ponerme a prueba.	.89	
31- Mi pareja o expareja ha subido música, poesía o frases en sus estados de redes sociales en referencia a mí con la intención de insultarme y/o humillarme.	.69	
33- Mi pareja o expareja ha revisado mi celular sin mi permiso.		.81
35- Mi pareja o expareja ha difundido rumores, chismes y/o bromas sobre mí a través de las nuevas tecnologías con la intención de ridiculizarme.	.84	
37- Mi pareja o expareja me ha llamado de forma excesiva para controlar dónde estaba y con quién.		.81
39- Mi pareja o expareja ha controlado las amistades que tengo en redes sociales.		.85

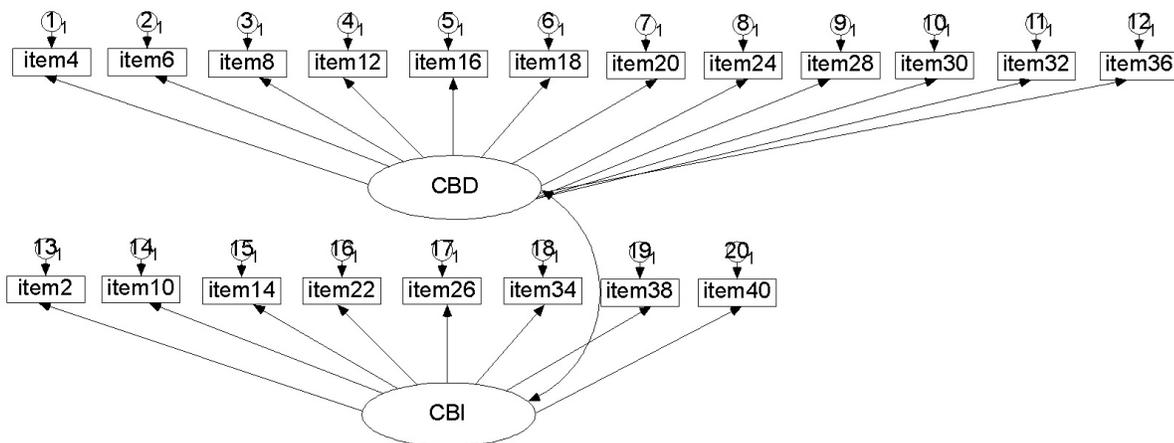
Tabla 2
Análisis factorial exploratorio para las preguntas de cyberbullying.

Preguntas	Dimensión 1	Dimensión 2
2- He controlado las actualizaciones de estado del muro de la red social de mi pareja o expareja.		.48
4- He amenazado a mi pareja o expareja a través de las nuevas tecnologías con hacerle daño físicamente.	.98	
6- He creado un perfil falso de mi pareja o expareja en una red social para causarle problemas.	.85	
8- He escrito un comentario en el muro de una red social para insultar o humillar a mi pareja o expareja.	.90	
10- He utilizado las contraseñas (teléfono, celulares, redes sociales, correo electrónico) de mi pareja o expareja para curiosear sus mensajes y/o contactos sin su permiso.		.78
12- He difundido secretos o información comprometedor sobre mi pareja o expareja a través de las nuevas tecnologías.	.96	
14- He controlado la hora de la última conexión de mi pareja o expareja en aplicaciones del celular.		.56
16- He amenazado a mi pareja o expareja a través de las nuevas tecnologías con difundir secretos o información comprometedor acerca de él/ella.	.98	
18- He utilizado las nuevas tecnologías para hacerme pasar por mi pareja o expareja y causarle problemas.	.93	
20- He enviado mensajes insultantes y/o humillantes a mi pareja o expareja a través de las nuevas tecnologías.	.51	
22- He revisado las redes sociales, WhatsApp o correo electrónico sin su permiso.		.91
24- He enviado y/o subido fotos, imágenes y/o vídeos de contenido sexual sobre mi pareja o expareja a otras personas sin su permiso	.99	
26- He utilizado las nuevas tecnologías para controlar dónde o con quién estuvo mi pareja o expareja.		.53
28- He amenazado a mi pareja o expareja a través de las nuevas tecnologías para que conteste mis llamadas o mensajes de manera inmediata.	.72	
30- Me he hecho pasar por otra persona a través de las nuevas tecnologías para poner a prueba a mi pareja o expareja.	.86	
32- He subido música, poesía o frases a mis estados de redes sociales en referencia a mi pareja o expareja con la intención de insultarlo y/o humillarlo.	.77	
34- He revisado el celular de mi pareja o expareja sin su permiso.		.94
36- He difundido rumores, chismes y/o bromas sobre mi pareja o expareja a través de las nuevas tecnologías con la intención de ridiculizarlo/a.	.88	
38- He llamado a mi pareja de forma excesiva para controlar dónde estaba y con quién.		.56
40- He controlado las amistades que mi pareja o expareja tiene en las redes sociales.		.55
Varianza explicada	59%	10%

**Figura 1**

Modelo bifactorial de las preguntas de cybervictimización en adultos argentinos.

Nota. CBD = cybervictimización directa; CBI = cybervictimización indirecta.

**Figura 2**

Modelo bifactorial de las preguntas de cyberbullying en adultos argentinos.

Nota. CBD = cyberbullying directo; CBI = cyberbullying indirecto.

Tabla 3

Ajuste de los modelos del Cuestionario de cyberabuso de pareja online en adultos argentinos.

Modelo (M)	χ^2	<i>Df</i>	<i>p</i>	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	χ^2/df
M1. Modelo de dos factores de cybervictimización	837.10	168	.001	.94	.93	.05	.08	1.75
M2. Modelo de dos factores para cyberagresión	1030.13	168	.001	.93	.92	.06	.09	2.20

Nota. *df* = grados de libertad. CFI = Comparative Fix Index. TLI = Tucker-Lewis Index. RMSEA = raíz del residuo cuadrático promedio. SRMR = residuales estandarizados al cuadrado. χ^2/df valor de χ dividido por los grados de libertad.

con respecto al uso de nuevas tecnologías, el trolling, el maquiavelismo, la psicopatía, el narcisismo, la depresión, la ansiedad y el estrés ($r_s = .11, .19, .22, .19, .16, .27, .34$ y $.26$; $p < .001$, respectivamente). Para la cybervictimización directa no existía asociación con el uso de nuevas tecnologías ($p = .65$), pero sí asociaciones significativas y positivas para las restantes variables ($r_s = .11, .16, .15, .11, .21, .18$ y $.14$; $p_s = .01$). Para el caso del cyberbullying mediante el control, se hallaron asociaciones positivas en lo referente al uso de nuevas tecnologías, el trolling, el maquiavelismo, la psicopatía, el narcisismo, la depresión, la ansiedad y el estrés ($r_s = .09, .12, .29, .10, .25, .30, .29$ y $.30$; $p_s = .01$). Para el caso del cyberbullying directo no existía asociación con el uso de nuevas tecnologías ($p = .71$), pero sí para las restantes variables ($r_s = .12, .19, .17, .10, .24, .19$ y $.17$; $p < .001$, respectivamente).

En la Tabla 5 se presentan las medias y desvíos típicos en cybervictimización y cyberbullying con respecto al género. Como se muestra en dicha tabla, los varones informaban mayores niveles de cybervictimización como de cyberbullying,

Tabla 5
Puntajes en cybervictimización y cyberbullying según género.

	Género	N	M	DT	t
CVD	femenino	432	4.16**	5.30	4.52
	masculino	94	6.93	5.74	
CVC	femenino	432	10.01**	10.49	3.65
	masculino	94	14.31	9.69	
CBD	femenino	432	4.75**	6.06	4.06
	masculino	94	7.56	6.12	
CBC	femenino	432	9.03*	7.46	1.78
	masculino	94	10.57	8.06	

Nota. ** La diferencia es significativa al nivel .001; * .08.

CVD cybervictimización directa, CVC cybervictimización mediante el control, CBD cyberbullying directo, CBC cyberbullying mediante el control.

Tabla 4

Estadísticos descriptivos del Cuestionario de cyberabuso de pareja online en adultos argentinos.

	Mín	Máx	M	DE
Cybervictimización directa	0	21	4.66	5.48
Cybervictimización mediante el control	0	54	10.78	10.47
Cyberbullying directo	0	20	5.25	6.16
Cyberbullying mediante el control	0	35	9.31	7.59
N = 526				

aunque en el caso del cyberbullying mediante el control eran marginalmente significativas.

También a menor edad, mayores niveles de cybervictimización directa y mediante control, como mayores niveles cyberbullying directo y mediante el control ($r_s = -.49, -.40, -.57$ y $-.44$; $p_s = .01$, respectivamente).

Discusión

El cyberbullying en el contexto de pareja amorosa es una problemática de gran actualidad con importantes costos psicosociales, tanto para quienes lo padecen como para quienes lo realizan. Sin embargo, esta conducta ha sido muy poco estudiada en las naciones de América Latina. Por este motivo, se constituyó una muestra intencional de 526 adultos, con un 80% de mujeres ($M_{edad} = 37.8$, $DE = 11.8$). El 83% era de nacionalidad argentina y el resto de otras naciones de América Latina. Los participantes contestaron el Cuestionario de Abuso Online en la Pareja (CAON) de [Borrajo et al. \(2015\)](#), un cuestionario de personalidad oscura, una escala de problemas emocionales, preguntas de uso de nuevas tecnologías y demográficas.

En lo referente a la estructura factorial de CAON, los resultados de análisis factoriales exploratorios como confirmatorios indicaban una estructura de dos dimensiones, tanto en los casos en los que se padecía como en los que se realizaba. Estas dos dimensiones se componían de preguntas que sugerían un aspecto directo (*He amenazado a mi pareja o expareja a través de las nuevas tecnologías con hacerle daño físicamente*), por un lado, y otro más indirecto que apuntaba al control (*He controlado las actualizaciones de estado del muro de la red social de mi pareja o expareja*). En el caso del análisis factorial exploratorio se explicaba una varianza de 66%, sin cargas cruzadas mayores a .30, y para el cyberbullying también se explicaba una varianza similar con .69, sin cargas cruzadas mayores a .30. El análisis factorial confirmatorio era satisfactorio con valores de CFI y TLI por encima de .93 para la cybervictimización y RMSEA y SRMR de .05 y .08, mientras que para el modelo de cyberbullying eran valores casi similares con .93, .92, .06 y .09, respectivamente. Se postula que el CFI y TLI deben tener valores por encima

de .90, mientras que el RMSEA y SRMR debe presentar valores menores de .10 ([Bentler, 1992](#); [Byrne, 2010](#)), por ende, estos resultados son adecuados. También estos índices estaban cercanos a criterios más exigentes de CFI y TLI mayores de .95 y RMSEA y SRMR menores de .05 ([Hu & Bentler, 1999](#)). Estos hallazgos eran similares a los detectados por los autores del cuestionario, quienes en muestras españolas de adultos también detectaron una dimensión directa y una de control compuesta por casi las mismas preguntas. También la varianza media extractada se hallaba por encima de .50 para las cuatro subescalas.

Con respecto a la consistencia interna, estas eran satisfactorias con alfas de Cronbach de .95 y .93 para cybervictimización directa y mediante el control, respectivamente, mientras que para el cyberbullying eran alfas de Cronbach .97 y .87 para el directo y mediante el control, respectivamente. Un índice entre .70 y .80 se considera adecuado como estimación de consistencia interna ([DeVellis, 2012](#); [Kaplan & Saccuzzo, 2006](#)), por lo cual los resultados fueron altamente satisfactorios. También el índice de omega era muy satisfactorio con valores .97, .96, .99 y .90, respectivamente. Estos resultados eran más adecuados que los encontrados en España, ya que en dicho país se encontraron alfas de .84, .87, .73 y .81, respectivamente ([Borrajo et al., 2015](#)), mientras que otros estudios hallaron alfas de Cronbach de .82 y .86 ([Borrajo & Gámez-Guadix, 2016](#)). La confiabilidad compuesta también era sumamente adecuada, ya que se hallaba por encima de .90 para las cuatro dimensiones.

Con respecto a los puntajes de las escalas de cybervictimización directa y mediante el control, como de cyberbullying directo y mediante el control, estos eran más elevados que los informados en España por los autores del test ([Borrajo et al., 2015](#)). Estos resultados pueden deberse a las diferencias culturales, sociales y económicas

entre la Argentina y dicho país. Sin embargo, mayor investigación es necesaria al respecto, ya que ambas muestras eran intencionales y, por lo tanto, los resultados no son generalizables.

En lo relativo a la validez concurrente, se detectaron correlaciones significativas y positivas entre los puntajes de cybervictimización y cyberbullying con respecto al uso de nuevas tecnologías, el *trolling*, los rasgos de la personalidad oscura (maquiavelismo, psicopatía y narcisismo) y los problemas emocionales (depresión, ansiedad y estrés). En todos los casos, las asociaciones se debían a que a mayores niveles de cybervictimización y cyberbullying, mayores puntajes en las restantes variables. Solamente no existía una asociación entre la cybervictimización directa y el cyberbullying directo con respecto al uso de nuevas tecnologías. Cabe aclarar que dicha escala se componía de solo dos preguntas, por lo cual se trataba de una medición muy limitada de dicho constructo. Aunque las correlaciones eran de tamaño pequeño o mediano, dichos tamaños son los que habitualmente se detectan en psicología. Por lo tanto, los resultados indicarían que el CAON presenta validez concurrente en esta muestra de adultos argentinos.

También se halló que el género introducía diferencias significativas en la cybervictimización y el cyberbullying, con la excepción de llevarlo a cabo mediante el control, donde las diferencias eran marginales. Las diferencias se debían a mayores niveles de padecer la cybervictimización para los varones, como el de realizarlo. Estos resultados coinciden con algunos estudios que también detectaron estas diferencias en los niveles de perpetración (por ejemplo, [Jaen-Cortés et al., 2017](#)). Sin embargo, la evidencia sigue siendo contradictoria, ya que algunas investigaciones detectaron diferencias a favor de las mujeres ([March et al., 2020](#)). Muchos autores postulan que estas inconsistencias pueden deberse a las muestras y

las distintas operacionalizaciones del constructo. Es interesante que los varones informen también mayores niveles de cybervictimización, esto podría indicar que ellos están más involucrados como víctimas y agresores. Mayor investigación es necesaria para determinar a qué se debe este hecho.

Cabe aclarar que los rápidos cambios en las nuevas tecnologías complejizan el analizar las diferencias de género en este aspecto. No obstante, el CAON puede representar un gran avance al respecto para la medición de esta variable. Por otra parte, aquí se trabajó con una muestra intencional, por lo que los hallazgos no son generalizables. La edad introducía diferencias debido a que, a menor edad, mayores niveles tanto de cybervictimización como de cyberbullying, lo cual es coincidente con algunos estudios ([Borrajo, 2015](#)). Esto puede deberse a que, en las parejas jóvenes, la falta de experiencia para resolver las dificultades conlleve a mayores niveles tanto de cyberbullying como de cybervictimización, lo cual también se ha encontrado en la victimización y agresión *offline* ([Redondo Pacheco, Inglés Saura, & García Lizarazo, 2017](#)). Por otra parte, también esto puede deberse a que las personas más jóvenes hacen mayor uso de las nuevas tecnologías y están más pendientes de estas. Está comprobado que, al aumentar la edad de los participantes, como el tiempo de relación de pareja, los niveles de apoyo en la pareja se incrementan, mientras disminuye el grado de control y celos ([Lantagne & Furman, 2017](#)).

Los resultados de la presente investigación, la primera con el CAON en una nación de América Latina, indicarían que este cuestionario presenta adecuada validez y confiabilidad en una nación como la Argentina, a pesar de poseer un menor desarrollo social y económico, en comparación con España, nación en la cual se desarrolló dicho test. Del mismo modo, su estructura facto-

rial es similar a la detectada por los autores del instrumento.

Limitaciones

Este trabajo tiene una serie de limitaciones que deben ser señaladas. En primer lugar, se utilizó el autoinforme que presenta sus limitaciones, como el dar respuestas socialmente deseables (mayormente en un tema como el cyberbullying) o los problemas de comprensión lectora. En segundo lugar, la muestra era de un tamaño algo acotado y fue seleccionada en forma intencional, por ende, los resultados no son generalizables. El tipo de estudio transversal impide determinar la direccionalidad de la causalidad entre las variables ni examinar la estabilidad de los constructos a través del tiempo. También el haber medido todas las variables con el mismo método de recolección de datos aumenta artificialmente las relaciones entre las variables por el método de datos compartido. Finalmente, el uso de nuevas tecnologías se midió con solamente dos preguntas.

Futuros estudios

Futuros estudios tendrían que trabajar con muestras de mayor tamaño, seleccionadas al azar y de distintos países de América Latina. También, futuros trabajos deberían usar otras técnicas de recolección de datos con el fin de evitar las limitaciones del autoinforme (como dar respuestas socialmente deseables, brindar respuestas extremas, ocultar información, etc.), como puede ser emplear otros informantes, como la pareja amorosa del sujeto. Por otro lado, los próximos estudios deberían ser longitudinales para tratar de establecer tanto la consistencia test/re-test del cuestionario, como para examinar la estabilidad del

cyberbullying a través del tiempo, principalmente debido a los rápidos cambios en las nuevas tecnologías. Asimismo, se podrían incorporar otras variables de relevancia que aquí fueron dejadas de lado: conductas de celos, *phubbing*, agresión *offline*, entre otras. Además, se debería evaluar la estructura del test con la teoría de la respuesta al ítem. Por último, no solamente hay que contar con instrumentos para evaluar la victimización y la cybervictimización en distintos contextos, sino que se debe avanzar en programas de prevención para sensibilizar a los distintos actores involucrados (Cava & Buelga, 2018).

Referencias

- 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](https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.3.400)
- Beran, T., & Li, Q. (2005). Cyber-harassment: A study of a new method for an old behavior. *Journal of Educational Computing Research*, 32(3), 265-277. doi: [10.2190/8YQM-B04H-PG4D-BLLHJ](https://doi.org/10.2190/8YQM-B04H-PG4D-BLLHJ)
- Bishop, J. (2014). Digital Teens and the ‘Antisocial Network’: Prevalence of troublesome online youth groups and internet trolling in Great Britain. *International Journal of E-Politics*, 5(3), 1-15. doi: [10.4018/ijep.2014070101](https://doi.org/10.4018/ijep.2014070101)
- Borrajo, E. (2015). *Abuso online en el noviazgo: Análisis de las características, medición y factores asociados* (Tesis Doctoral). Recuperado de <https://agenda.deusto.es/en>
- Borrajo, E., & Gámez-Guadix, M. (2016). Abuso “online” en el noviazgo: Relación con depresión, ansiedad y ajuste diádico. *Behavioral Psychology*, 24(2), 221-235. Recuperado de <https://www.behavioralpsychology.com/?lang=en>
- Borrajo, E., Gámez-Guadix, M., Pereda, N., & Calvete, E. (2015). The development and validation of the cyber dating abuse questionnaire among young couples.

- Computers in Human Behavior*, 48, 358-365. doi: [10.1016/j.chb.2015.01.063](https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.01.063)
- Branson, M., & March, E. (2021). Dangerous dating in the digital age: Jealousy, hostility, narcissism, and psychopathy as predictors of Cyber Dating Abuse. *Computers in Human Behavior*, 119, 106711. doi: [10.1016/j.chb.2021.106711](https://doi.org/10.1016/j.chb.2021.106711)
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: Guilford Press.
- Buckels, E. E., Jones, D. N., & Paulhus, D. L. (2013). Behavioral confirmation of everyday sadism. *Psychological Science*, 24(11), 2201-2209. doi: [10.1177/0956797613490749](https://doi.org/10.1177/0956797613490749)
- Buckels, E. E., Trapnell, P. D., & Paulhus, D. L. (2014). Trolls just want to have fun. *Personality and Individual Differences*, 67, 97-102. doi: [10.1016/j.paid.2014.01.016](https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.01.016)
- Burke, S. C., Wallen, M., Vail-Smith, K., & Knox, D. (2011). Using technology to control intimate partners: An exploratory study of college undergraduates. *Computers in Human Behavior*, 27(3), 1162-1167. doi: [10.1016/j.chb.2010.12.010](https://doi.org/10.1016/j.chb.2010.12.010)
- Byers, D. S., Mishna, F., & Solo, C. (2021). Clinical practice with children and adolescents involved in bullying and cyberbullying: Gleaning guidelines from the literature. *Clinical Social Work Journal*, 49(1), 20-34. doi: [10.1007/s10615-019-00713-3](https://doi.org/10.1007/s10615-019-00713-3)
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. Abingdon: Routledge.
- Byrne, B. M. (2012). *Structural Equation Modeling with MPLUS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. Abingdon: Routledge.
- Cava, M. J., & Buelga, S. (2018). Propiedades psicométricas de la Escala de Victimización Escolar entre Iguales (VE-I). *Revista Evaluar*, 18(1). doi: [10.35670/1667-4545.v18.n1.19768](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n1.19768)
- Cava, M. J., Tomás, I., Buelga, S., & Carrascosa, L. (2020). Loneliness, depressive mood and cyberbullying victimization in adolescent victims of cyber dating violence. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(12), 4269. doi: [10.3390/ijerph17124269](https://doi.org/10.3390/ijerph17124269)
- Chun, J., Lee, J., Kim, J., & Lee, S. (2020). An international systematic review of cyberbullying measurements. *Computers in Human Behavior*, 113, 106485. doi: [10.1016/j.chb.2020.106485](https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106485)
- Copez-Lonzoy, A., Merino, C., & Dominguez Lara, S. (2020). Instability on the dark side? Factorial structure, measurement invariance and reliability of the Dirty Dozen Dark Triad in the general population of Lima. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 24, 153-162. doi: [10.5944/rppc.24335](https://doi.org/10.5944/rppc.24335)
- Corcoran, L., Guckin, C. M., & Prentice, G. (2015). Cyberbullying or cyber aggression? A review of existing definitions of cyber-based peer-to-peer aggression. *Societies*, 5(2), 245-255. doi: [10.3390/soc5020245](https://doi.org/10.3390/soc5020245)
- Cupani, M. (2012). Análisis de ecuaciones estructurales: Conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. *Tesis*, 1, 186-199. Recuperado de <https://rdu.unc.edu.ar/bitstream/handle/11086/22039/16.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- DeVellis, R. F. (2012). *Scale Development: Theory and Applications*. New York: Sage.
- Dickinson, K. A., & Pincus, A. L. (2003). Interpersonal analysis of grandiose and vulnerable narcissism. *Journal of Personality Disorders*, 17(3), 188-207. doi: [10.1521/pedi.17.3.188.22146](https://doi.org/10.1521/pedi.17.3.188.22146)
- Elbedour, S., Alqahtani, S., Rihan, I. E. S., Bawalsah, J. A., Booker-Ammah, B., & Turner Jr, J. F. (2020). Cyberbullying: Roles of school psychologists and school counselors in addressing a pervasive social justice issue. *Children and Youth Services Review*, 109, 104720. doi: [10.1016/j.childyouth.2019.104720](https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2019.104720)
- 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)
- Fincham, F. D., & Cui, M. (2011). Emerging adulthood and Romantic relationships. An introduction. In F. D.

- Fincham & M. Cui (Eds.), *Romantic relationships in emerging adulthood* (pp. 3-12). Florida: Cambridge.
- Gaffney, H., Farrington, D. P., Espelage, D. L., & Ttofi, M. M. (2019). Are cyberbullying intervention and prevention programs effective? A systematic and meta-analytical review. *Aggression and Violent Behavior, 45*, 134-153. doi: [10.1016/j.avb.2018.07.002](https://doi.org/10.1016/j.avb.2018.07.002)
- Gámez-Guadix, M. (2014). Depressive symptoms and problematic Internet use among adolescents: Analysis of the longitudinal relationships from the cognitive-behavioral model. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 17*(11), 714-719. doi: [10.1089/cyber.2014.0226](https://doi.org/10.1089/cyber.2014.0226)
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1995). *Multivariate data analysis*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- 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](https://doi.org/10.1080/10705519909540118)
- Jaen-Cortés, C. I., Rivera-Aragón, S., Reidl-Martínez, L. M., & García-Méndez, M. (2017). Violencia de pareja a través de medios electrónicos en adolescentes mexicanos. *Acta de Investigación Psicológica, 7*(1), 2593-2605. Recuperado de <https://biblat.unam.mx/es/revista/acta-psicologica-mexicana>
- Jonason, P. K., & Webster, G. D. (2010). The dirty dozen: A concise measure of the dark triad. *Psychological Assessment, 22*(2), 420-432. doi: [10.1037/a0019265](https://doi.org/10.1037/a0019265)
- Kaplan, R. M., & Saccuzzo D. P. (2006). *Pruebas Psicológicas: Principios, Aplicaciones y Temas* (6^{ta} ed.). D. F., México: International Thomson.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.). New York: Guilford.
- Korchmaros, J. D., Ybarra, M. L., Langhinrichsen-Rohling, J., Boyd, D., & Lenhart, A. (2013). Perpetration of teen dating violence in a networked society. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 16*(8), 561-567. doi: [10.1089/cyber.2012.0627](https://doi.org/10.1089/cyber.2012.0627)
- Lantagne, A., & Furman, W. (2017). Romantic relationship development: The interplay between age and relationship length. *Developmental Psychology, 53*(9), 1738. doi: [10.1037/dev0000363](https://doi.org/10.1037/dev0000363)
- Leisring, P. A. (2019). Cyberbullying in Romantic Relationships: A Review of Research in the United States. In G. W. Giumetti, & R. M. Kowalski (Eds.), *Cyberbullying in Schools, Workplaces, and Romantic Relationships* (pp. 135-149). New York: Routledge.
- Leisring, P. A., & Giumetti, G. W. (2014). Sticks and stones may break my bones, but abusive text messages also hurt. *Partner Abuse, 5*(3), 323-341. doi: [10.1891/1946-6560.5.3.323](https://doi.org/10.1891/1946-6560.5.3.323)
- Lindsay, M., Booth, J. M., Messing, J. T., & Thaller, J. (2016). Experiences of online harassment among emerging adults: Emotional reactions and the mediating role of fear. *Journal of Interpersonal Violence, 31*(19), 3174-3195. doi: [10.1177/0886260515584344](https://doi.org/10.1177/0886260515584344)
- 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/Annals of Psychology, 30*(3), 1151-1169. Recuperado de <https://revistas.um.es/analesps>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy, 33*(3), 335-343. doi: [10.1016/0005-7967\(94\)00075-u](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-u)
- March, E., Litten, V., Sullivan, D. H., & Ward, L. (2020). Somebody that I (used to) know: Gender and dimensions of dark personality traits as predictors of intimate partner cyberstalking. *Personality and Individual Differences, 163*, 110084. doi: [10.1016/j.paid.2020.110084](https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110084)
- Miller, J. D., Lynam, D. R., Hyatt, C. S., & Campbell, W. K. (2017). Controversies in narcissism. *Annual Review of Clinical Psychology, 13*(1), 291-315. doi: [10.1146/annurev-clinpsy-032816-045244](https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032816-045244)
- Miller, J., Price, J., Gentile, B., Lynam D., & Campbell, W. (2012). Grandiose and vulnerable narcissism

- from the perspective of the interpersonal circumplex. *Personality and Individual Differences*, 53, 507-512. doi: [10.1016/j.paid.2012.04.026](https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.04.026)
- Muris, P., Merckelbach, H., Otgaar, H., & Meijer, E. (2017). The malevolent side of human nature: A meta-analysis and critical review of the literature on the dark triad (narcissism, Machiavellianism, and psychopathy). *Perspectives on Psychological Science*, 12(2), 183-204. doi: [10.1177/1745691616666070](https://doi.org/10.1177/1745691616666070)
- Navarro, J. N., Marcum, C. D., Higgins, G. E., & Ricketts, M. L. (2016). Addicted to the thrill of the virtual hunt: Examining the effects of internet addiction on the cyberstalking behaviors of juveniles. *Deviant Behavior*, 37(8), 893-903. doi: [10.1080/01639625.2016.1153366](https://doi.org/10.1080/01639625.2016.1153366)
- Nieto Ribes, B. (2015). *La tríada oscura de la personalidad. Adaptación al español de los cuestionarios Dirty Dozen y Short Dark Triad* (Tesis de Grado). Recuperado de repositori.uji.es/xmlui/handle/10234/134325
- Paulhus, D. L., & Williams, K. M. (2002). The dark triad of personality: Narcissism, machiavellianism, and psychopathy. *Journal of Research in Personality*, 36(6), 556-563. doi: [10.1016/S0092-6566\(02\)00505-6](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00505-6)
- Preston, E. (2001). Finding fences in cyberspace: Privacy and open access on the internet. *Journal of Technology Law & Policy*, 6(1), 57. Recuperado de <https://scholarship.law.ufl.edu/jtlp>
- Purcell, R., Pathé, M., & Mullen, P. (2010). Gender differences in stalking behaviour among juveniles. *The Journal of Forensic Psychiatry & Psychology*, 21(4), 555-568. doi: [10.1080/14789940903572035](https://doi.org/10.1080/14789940903572035)
- Redondo Pacheco, J., Inglés Saura C., & García Lizarazo, K. (2017). Papel que juega la edad en la violencia en el noviazgo de estudiantes de la Universidad. *Diversitas: Perspectivas en Psicología*, 13(1), 41-54. doi: [10.15332/s1794-9998.2017.0001.03](https://doi.org/10.15332/s1794-9998.2017.0001.03)
- Resett, S., & González-Caino, P. (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)
- Resett, S., González-Caino, P., & March, E. (2022). *Psychometric Properties of Intimate Partner Cyberstalking Scale in Argentinean Adults*. Manuscrito en evaluación.
- Resett, S., González-Caino, P., & Zapata, N. (2022). Propiedades Psicométricas del Dirty Dozen en Adultos Masculinos Recluidos en Establecimientos Penitenciarios. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 63(2), 103-117. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8436969>
- Resett, S., & Putallaz, P. R. (2018). Cybervictimización y cyberagresión en estudiantes universitarios: Problemas emocionales y uso problemático de nuevas tecnologías. *Psicodebate*, 18(2), 38-50. doi: [10.18682/pd.v18i2.811](https://doi.org/10.18682/pd.v18i2.811)
- Rosa, H., Pereira, N., Ribeiro, R., Ferreira, P. C., Carvalho, J. P., Oliveira, S., ... & Trancoso, I. (2019). Automatic cyberbullying detection: A systematic review. *Computers in Human Behavior*, 93, 333-345. doi: [10.1016/j.chb.2018.12.021](https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.12.021)
- Schmidt, R. E., Gay, P., d'Acremont, M., & Van der Linden, M. (2008). A German adaptation of the UPPS Impulsive Behavior Scale: Psychometric properties and factor structure. *Swiss Journal of Psychology / Schweizerische Zeitschrift für Psychologie / Revue Suisse de Psychologie*, 67(2), 107-112. doi: [10.1024/1421-0185.67.2.107](https://doi.org/10.1024/1421-0185.67.2.107)
- Sest, N., & March, E. (2017). Constructing the cyber-troll: Psychopathy, sadism, and empathy. *Personality and Individual Differences*, 119, 69-72. doi: [10.1016/j.paid.2017.06.038](https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.06.038)
- Smith, P. K. (2012). Cyberbullying: Challenges and opportunities for a research program - A response to Olweus (2012). *European Journal of Developmental Psychology*, 9(5), 553-558. doi: [10.1080/17405629.2012.689821](https://doi.org/10.1080/17405629.2012.689821)
- Spitzberg, B. H., & Cupach, W. R. (2007). The state of the art of stalking: Taking stock of the emerging literature. *Aggression and Violent Behavior*, 12(1), 64-86.

doi: [10.1016/j.avb.2006.05.001](https://doi.org/10.1016/j.avb.2006.05.001)

- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics* (6th ed.). Boston: Pearson.
- Temple, J. R., Choi, H. J., Brem, M., Wolford-Clevenger, C., Stuart, G. L., Peskin, M. F., & Elmquist, J. (2016). The temporal association between traditional and cyber dating abuse among adolescents. *Journal of Youth Adolescence*, *45*(2), 340-349. doi: [10.1007/s10964-015-0380-3](https://doi.org/10.1007/s10964-015-0380-3)
- 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)
- Young, K. S. (2011). CBT-IA: The first treatment model for internet addiction. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, *25*(4), 304-312. doi: [10.1891/0889-8391.25.4.304](https://doi.org/10.1891/0889-8391.25.4.304)
- Zweig, J., Dank, M., Yahner, J., & Lachman, P. (2013). The rate of cyber dating abuse among teens and how it relates to other forms of teen dating violence. *Journal of Youth and Adolescence*, *42*(7), 1063-1077. doi: [10.1007/s10964-013-9922-8](https://doi.org/10.1007/s10964-013-9922-8)
-

Adaptación argentina del Personality Inventory for DSM-Brief Form (PID-5-BF): Un análisis ESEM

Argentine Adaptation of the Personality Inventory for DSM - Brief Form (PID-5-BF): An ESEM Approach

Mario Alberto Trógolo *¹, Silvana Andrea Montes², Rubén Daniel Ledesma³

1 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.

2 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), IPSIBAT, Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Mar del Plata, Argentina.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 10/08/2022 Revisado: 20/09/2022 Aceptado: 30/09/2022

Resumen

La inclusión del modelo dimensional en el DSM-5 representa un avance conceptual en el campo de los trastornos de personalidad. Este modelo contempla rasgos patológicos de personalidad organizados en cinco grandes áreas: *desapego*, *afectividad negativa*, *psicoticismo*, *antagonismo* y *desinhibición*. Para evaluar dicho modelo, se desarrolló el *Personality Inventory for DSM-5* (PID-5). El objetivo de este trabajo fue analizar la estructura interna de la versión breve del instrumento (PID-5-BF) y examinar la invarianza factorial según el sexo y la edad en una muestra de 908 sujetos de Argentina, utilizando modelos de ecuaciones estructurales exploratorios (ESEM). Los resultados indican que un modelo de cinco factores, coherente con la estructura original del instrumento, presenta un excelente ajuste en los datos y es invariante (equivalencia configural, métrica y fuerte) en los grupos estudiados. Se discuten estos resultados y se proponen sugerencias de cara a mejorar la confiabilidad de algunos factores de la escala.

Palabras clave: *PID-5-BF*, *personalidad*, *modelo dimensional*, *modelos de ecuaciones estructurales exploratorio*, *DSM-5*

Abstract

The dimensional model for personality disorders included in the DSM-5 represents a significant conceptual advancement in the diagnosis of personality disorders. The model comprises pathological personality traits organized in five broad domains: *detachment*, *negative affectivity*, *psychoticism*, *antagonism* and *disinhibition*. The Personality Inventory for DSM-5 (PID-5) was developed to assess these broad personality domains. This study examines the factor structure of the Personality Inventory Disorder - Brief Form (PID-5-BF) and its measurement invariance across sex and age. A sample of 908 individuals from the general population of Argentina completed the PID-5-BF. The results from the exploratory structural equation modeling (ESEM) indicated that a five-factor model consistent with the five broad traits fitted excellent to the data and was invariant (configural, metric and strong invariance) across the group examined. Practical implications of the study are discussed and recommendations for improving scale reliability are proposed.

Keywords: *PID-5-BF*, *personality*, *dimensional model*, *exploratory structural equation modeling*, *DSM-5*

*Correspondencia a: Mario A. Trógolo, Manzana 249, Lote 11, Barrio Comarca de Allende, Villa Allende, Córdoba, Argentina (CP: 5105). E-mail: mario.trogolo@gmail.com

Cómo citar este artículo: Trógolo, M. A., Montes, S. A., & Ledesma, R. D. (2022). Adaptación argentina del Personality Inventory for DSM-Brief Form (PID-5-BF): Un análisis ESEM. *Revista Evaluar*, 22(3), 20-34. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Fiorella Garabano, Ma. Eugenia Maiorana, Pablo Carpintero, Eugenia Barrionuevo, Florencia Ruiz, Alicia Molinari, Mónica Serppe, Ricardo Hernández, Jorge Bruera.

Introducción

En los últimos años, la conceptualización categorial de los trastornos psicológicos que orientó la evaluación y diagnóstico clínico durante décadas ha recibido fuertes críticas dentro de la comunidad científica (Esbec & Echeburúa, 2011; Trull & Durrett, 2005). Entre las principales críticas que se han hecho al modelo categorial, se pueden mencionar: (1) la comorbilidad frecuente entre diferentes trastornos psicológicos, que contrasta con la visión de la psicopatología como entidades discretas, por lo que se dificulta la tarea diagnóstica a partir de los criterios nosológicos específicos y excluyentes para cada trastorno que propone el modelo categorial; y (2) la falta de límites claros y definidos entre la normalidad y la patología. Debido a ello, se ha insistido en que un abordaje dimensional de los trastornos psicológicos podría resultar de mayor utilidad al permitir una descripción más precisa de los pacientes y aumentar la validez y fiabilidad de los diagnósticos (Widiger & Trull, 2007).

El reconocimiento creciente sobre la importancia de un acercamiento dimensional a los trastornos mentales se vio reflejado en la propuesta de un modelo dimensional para los trastornos de personalidad (TP), alternativo al modelo categorial, que fue presentado en la tercera sección del DSM-5 (APA, 2013a). Este modelo supone que los TP no poseen límites definidos unos de otros, al tiempo que propone reconceptualizar los TP como alteraciones de la personalidad normal, manteniendo así una continuidad entre lo normal y patológico frente a la distinción categorial de tener o no tener el trastorno. De todos modos, la introducción de este nuevo enfoque no pretende reemplazar a la clasificación categorial, sino conservar el antiguo modelo y agregar una aproximación de tipo dimensional (López-Santín,

Molins-Gálvez, & Litvan-Shaw, 2013), más acorde a la observación clínica y la evidencia científica actual. La propuesta novedosa del DSM-5 reside, entonces, en la introducción de un modelo dimensional mixto o híbrido que busca mantener una continuidad con la práctica clínica actual y, al mismo tiempo, superar las serias deficiencias que presenta la perspectiva categorial de los TP.

De acuerdo con el modelo dimensional, los TP pueden entenderse como expresiones patológicas o desadaptativas de los rasgos de personalidad normales (Krueger, Derringer, Markon, Watson, & Skodol, 2012). Según este modelo, los rasgos patológicos de la personalidad incluyen la afectividad negativa, desapego, antagonismo, desinhibición y psicoticismo, los cuales comprenden, a su vez, diferentes facetas específicas (ver Tabla 1). Conforme a la definición planteada anteriormente, los cinco dominios propuestos por el modelo dimensional se consideran variantes desadaptativas de los rasgos de personalidad incluidos en el Modelo *Big Five*: *responsabilidad vs. desinhibición*, *extraversión vs. desapego*, *amabilidad vs. antagonismo*, *neuroticismo vs. afectividad negativa*, y *apertura a la experiencia vs. psicoticismo*, aunque en este último la relación es menos clara (Morey, Good, & Hopwood, 2022; Suzuki, Samuel, Pahlen, & Krueger, 2015). Los rasgos se aplican en diferentes grados, es decir, que todas las personas se pueden ubicar en algún punto del espectro dimensional (Sánchez, Montes, & Somerstein, 2020).

Desde su publicación en el DSM-5, el modelo dimensional ha sido utilizado de manera creciente en la investigación y se ha evidenciado su utilidad en el ámbito clínico tanto para el diagnóstico de TP (Bornstein & Natoli, 2019) como en la predicción de diferentes constructos clínicos, incluyendo la ansiedad, la depresión, la somatización y la desregulación emocional, por encima de los rasgos de personalidad del modelo *Big*

Five (Fowler et al., 2017). La relevancia de los rasgos del modelo dimensional también ha sido demostrada en otras áreas, en las que se encontraron relaciones significativas entre estos rasgos y una amplia variedad de conductas como la hostilidad y la agresión sexual (Russell & King, 2020), la delincuencia (Hopwood & Sellbom, 2013), la adicción al trabajo (Vergauwe, Wille, De Caluwé, & De Fruyt, 2022), el *bullying* y *cyberbullying* (Romero & Alonso, 2019), el consumo problemático de alcohol (Creswell, Bachrach, Wright, Pinto, & Ansell, 2016) y las conductas agresivas y

de riesgo en la conducción (Beanland, Sellbom, & Johnson, 2014). Por todo esto, es necesario disponer de instrumentos con garantías psicométricas que permitan la evaluación de los rasgos propuestos por el modelo dimensional.

Inventario de Personalidad para el DSM-5

Para evaluar el modelo dimensional se desarrolló un instrumento específico: el Inventario de Personalidad para el DSM-5 (*Personality*

Tabla 1

Dominios y facetas específicas del modelo dimensional de trastornos de personalidad.

Rasgo/ Dominio	Definición	Facetas que incluye
Afectividad negativa	Experiencias frecuentes e intensas de niveles de emociones negativas variadas, por ejemplo, ansiedad, culpa o vergüenza, preocupación e ira.	Inestabilidad emocional, ansiedad, inseguridad de separación, sumisión, hostilidad, depresión, perseverancia y (carencia de) afecto restringido.
Desapego	Evitación de la experiencia socioemocional, que incluye tanto rehuir las interacciones interpersonales (incluida las interacciones diarias casuales, las amistades o las relaciones íntimas) como la experiencia y la expresión afectiva restringida, en particular la capacidad hedónica limitada.	Retiro, evitación de intimidad, anhedonia, depresión, afecto restringido y suspicacia.
Antagonismo	Se caracteriza por conductas que sitúan al individuo en conflicto con otras personas, como un sentido exagerado de la propia importancia y la consiguiente expectativa de merecer un trato especial, así como antipatía insensible hacia los otros, que abarca tanto una falta de conciencia de las necesidades y sentimientos de los demás, como la predisposición a utilizar a otras personas en beneficio propio.	Manipulación, falsedad, grandiosidad, búsqueda de atención, insensibilidad y hostilidad.
Desinhibición	Orientación hacia la satisfacción inmediata que conlleva a la realización de comportamientos impulsivos producidos por pensamientos, sentimientos y estímulos actuales externos, sin tener en cuenta aprendizajes del pasado o la consideración de futuras consecuencias.	Irresponsabilidad, impulsividad, distractibilidad, asunción de riesgos y (ausencia de) perfeccionismo rígido.
Psicoticismo	Se caracteriza por una amplia gama de conductas y cogniciones incongruentes y extrañas, excéntricas o inusuales culturalmente, que incluyen tanto el proceso (e.g., la percepción, la disociación), como el contenido (e.g., creencias).	Creencias y experiencias inusuales, excentricidad y desregulación cognitiva y perceptual.

Inventory for DSM-5 [PID-5]; APA, 2013b; Krueger et al., 2012). Su versión original está compuesta por 220 ítems que permiten evaluar todas las facetas y los rasgos propuestos en el modelo. Asimismo, existe una versión reducida de 100 ítems (Maples et al., 2015) y otra de 25 ítems (*Personality Inventory for DSM–Brief Form* [PID-5-BF]; APA, 2013b) que, a diferencia de las versiones más largas, evalúa únicamente los rasgos. Las tres formas del PID-5 muestran una estructura factorial replicable y consistente, buenos índices de consistencia interna y fiabilidad temporal, validez concurrente y convergente con distintas medidas de personalidad normal y patológica, capacidad para discriminar entre población clínica y no clínica, y entre personas con y sin diagnóstico de TP. Además, se observan correlaciones elevadas entre las diferentes versiones del PID-5 y un patrón de correlación similar entre estas y diferentes criterios externos (Anderson, Sellbom, & Salekin, 2018; Bach, Maples-Keller, Bo, & Simonsen, 2016; Maples et al., 2015; Pires, Sousa-Ferreira, Guedes, Gonçalves, & Henriques-Calado, 2018).

El PID-5 ha sido traducido y adaptado en diferentes países, incluidos Francia, Alemania, España, Bélgica, Dinamarca, Arabia Saudita, Italia, Portugal, Brasil y Colombia. En todos los casos, se observan buenas propiedades del instrumento, tanto en población general como clínica (para una revisión, véase Al-Dajani, Gralnick, & Bagby, 2016; Zimmermann, Kerber, Rek, Hopwood, & Krueger, 2019). En Argentina, Sánchez et al. (2020) evaluaron el PID-5-BF en una muestra de adultos y obtuvieron mediante análisis factorial exploratorio cinco factores coherentes con la escala original. En general, los factores resultantes presentaron niveles aceptables de consistencia interna (alfa de Cronbach entre .67 y .77) y se asociaron de manera significativa y en la dirección esperada con una medida de perso-

nalidad basada en el modelo de los cinco grandes rasgos. Estos resultados proporcionan evidencias de validez y confiabilidad para el PID-5-BF en el contexto argentino. No obstante, la muestra utilizada estuvo representada predominantemente por mujeres (69%) y de nivel educativo alto (54%), lo que podría limitar la generalización de los resultados. Además, es necesario proporcionar evidencia complementaria de la estructura interna de la escala mediante métodos analíticos más potentes (e.g., análisis factorial confirmatorio), que permitan evaluar la calidad del modelo de medida con más información, como la independencia de los errores y la información que proporcionan los índices de ajuste. Por otra parte, se han estudiado diferencias por sexo y edad en las puntuaciones del PID-5 (e.g., Fossati, Somma, Borroni, Markon, & Krueger, 2017; Russell, Pocknell, & King, 2017; Sánchez et al., 2020). Sin embargo, a nivel internacional son muy pocos los estudios que han llevado a cabo análisis de invarianza de medición para sustentar sus hallazgos. En cuanto al sexo, cabe destacar los trabajos de De Clerq et al. (2014) y Fossati et al. (2017) que confirmaron la equivalencia de la versión original (220 ítems) y la versión breve (25 ítems) del PID-5, respectivamente, aunque estos estudios se basaron en muestras de adolescentes. En relación con la edad, hemos encontrado un solo estudio (Debast, Rossi, & Van Alphen, 2018) que analizó la invalidez del PID-5-BF en jóvenes y adultos, en el cual no se corroboró la invarianza entre los grupos. Es importante mencionar también que, en la muestra de adultos, el rango de edad fue limitado (61 años en adelante). Por todo esto, es necesario continuar desarrollando investigaciones que examinen las propiedades psicométricas del PID-5. Considerando lo expuesto, los objetivos del presente estudio fueron: (1) aportar nueva evidencia sobre la estructura factorial del PID-5-BF en Argentina, a través de un enfoque confirmatorio

basado en modelos de ecuaciones estructurales exploratorio (ESEM); (2) examinar la invarianza de medición considerando el sexo y la edad; y (3) analizar la confiabilidad de las puntuaciones observadas y las variables latentes.

Método

Participantes

Se utilizó una muestra no probabilística compuesta por 908 sujetos pertenecientes a la población general de Argentina. Los requisitos para participar fueron: (a) ser mayor de 18 años y (b) vivir en Argentina. La edad de los participantes osciló entre los 18 y 78 años ($M = 36.21$, $DE = 13.02$). El 51.9% eran hombres y el 48.1% mujeres. En relación con el nivel de educación, el 0.8% de los que respondieron contaba con estudios primarios completos, el 23.2% había alcanzado un nivel de educación secundario, el 25.4% nivel terciario, el 28.8% se encontraba cursando una carrera universitaria al momento de la administración, el 15.6% poseía nivel universitario completo, mientras que el 6.2% tenía o se encontraba realizando estudios de posgrado. Con respecto a la situación laboral, el 27.9% trabajaba en su lugar de trabajo habitual, el 19.8% trabajaba desde su casa con un sistema de horarios flexibles, el 13.6% trabajaba en su casa pero con un esquema de horarios fijos, mientras que el 38.7% se encontraba temporalmente inactivo o había quedado desempleado como consecuencia de las medidas de restricción estricta y obligatoria frente al COVID-19.

Instrumentos

Inventario de Personalidad para el DSM-5 forma abreviada (PID-5-BF). Se utilizó la versión

adaptada a la Argentina del PID-5-BF (Sánchez et al., 2020). Dicha versión cuenta con un total de 31 ítems, 6 más que la escala original, que evalúan los cinco dominios de personalidad del modelo dimensional alternativo del DSM-5: *antagonismo* (4 ítems), *desinhibición* (6 ítems), *desapego* (6 ítems), *afectividad negativa* (9 ítems) y *psicoticismo* (6 ítems). Los ítems adicionales fueron incluidos para cubrir más facetas que el PID-5-BF original. Con la inclusión de estos ítems, 24 de las 25 facetas se encuentran representadas en los reactivos de la escala. Se excluyó la faceta ausencia de perfeccionismo rígido, dado que ha sido una de las más cuestionadas. En este sentido, la ausencia de perfeccionismo rígido no es necesariamente patológica y su presencia puede considerarse una característica típica en ciertos grupos de edad (e.g., adolescentes; De Clercq et al., 2014). La escala comprende 5 opciones de respuesta, desde 1 (*No me describe en absoluto*) hasta 5 (*Me describe tal como soy*). Estas opciones difieren tanto en el número (5 en lugar de 4) como en las etiquetas utilizadas en la escala original (que eran del tipo *Muy falso o a menudo falso, A veces o un poco falso*, etc.) y fueron modificadas para adecuarlas al contexto local, teniendo en cuenta las sugerencias de expertos en el área y la prueba piloto del instrumento.

Cuestionario de datos sociodemográficos. Se utilizó un cuestionario elaborado ad hoc para obtener información relativa al sexo, edad, residencia, nivel de estudios y situación laboral de los participantes al momento del estudio.

Procedimiento

La recolección de los datos se realizó mediante una encuesta en línea diseñada a tal efecto, utilizando la plataforma abierta *Google Form*. El

enlace fue distribuido por correo electrónico y a través de diferentes redes sociales por los autores de la investigación. Los sujetos fueron invitados a participar de un estudio más amplio sobre los hábitos y conductas relacionadas con la conducción, en donde se incluyó el PID-5-BF como parte del protocolo. Los datos se recolectaron durante el mes de septiembre del 2020, período en el que se encontraban vigentes las medidas de distanciamiento social y de restricción de circulación debido al avance del COVID-19. El estudio se llevó a cabo siguiendo los principios establecidos en la Declaración de Helsinki y sus modificaciones posteriores (Manzini, 2000) y los lineamientos para el comportamiento ético en las Ciencias Sociales y Humanas elaborados por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) de Argentina (Res. D N° 2857/06). En este sentido, la participación fue voluntaria y se obtuvo el consentimiento informado de todos los participantes para lo cual se incluyó, antes de los cuestionarios, una hoja en la que se detallan las características y objetivos de la investigación, la confidencialidad y anonimato de las respuestas y el derecho a retirarse del estudio en cualquier momento si así lo deseara, cualquiera fuese el motivo. Asimismo, se facilitó la dirección de correo electrónico del investigador principal (primer autor) con el fin de solicitar información adicional o aclaración sobre cualquier aspecto relacionado con la investigación. Cabe destacar que no se ofreció ningún tipo de incentivo o compensación para responder a los cuestionarios.

Análisis de datos

Los datos fueron analizados mediante el programa Mplus versión 6.12. El análisis factorial confirmatorio (AFC) representa el enfoque más utilizado para evaluar el ajuste de un modelo

hipotético que incluye relaciones entre factores latentes y variables observables. Sin embargo, la evaluación de instrumentos de personalidad mediante AFC ha demostrado consistentemente niveles de ajuste deficientes (Marsh et al., 2010). Una posible explicación de estos resultados es que en el AFC se asume que los ítems representan medidas puras de un factor, lo que en la práctica conlleva la especificación de que las cargas cruzadas son exactamente cero (Marsh, Morin, Parker, & Kaur, 2014). Sin embargo, este supuesto resulta poco realista en la mayoría de las medidas psicológicas debido a la presencia de cargas cruzadas en otros factores, sobre todo en escalas que evalúan constructos psicológicos complejos compuestos por varias dimensiones relacionadas, como la personalidad (Hopwood & Donnellan, 2010). En estos casos, fijar las cargas cruzadas a cero conlleva errores de especificación (infra-parametrización) con el consecuente deterioro del ajuste del modelo, lo que puede llevar en muchos casos a rechazar el modelo por inadecuado, cuando tales resultados se explicarían más por las limitaciones del enfoque analítico utilizado que por las fallas internas del modelo. En los últimos años se han desarrollado alternativas más flexibles al AFC, como los modelos de ecuaciones estructurales exploratorios (ESEM; Asparouhov & Muthén, 2009) que integran las ventajas propias del AFC (e.g., estimación de índices de ajuste para la valoración del modelo, posibilidad de realizar análisis de invarianza multigrupo, etc.) con la flexibilidad del AFE al estimar las cargas cruzadas. Además, el uso de rotaciones *target* (Browne, 2001) permite imponer una estructura definida al modelo, lo que permite utilizar el ESEM con una finalidad estrictamente confirmatoria. Diversos estudios muestran la superioridad del ESEM frente al AFC en la evaluación de modelos de medida que involucran instrumentos de personalidad (e.g., mejores índices de ajuste, mayor grado de dife-

renciación entre los factores; Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018; Gomes & Gjikuria, 2017). En el campo del PID-5, existen también estudios que han demostrado la pertinencia y la utilidad de ESEM (Aboul-ata & Qonsua, 2021; Bach, Sellbom, & Simonsen, 2018). Por este motivo, en el presente estudio se analizó la estructura interna e invarianza factorial del PID-5-BF mediante ESEM. Se utilizó el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados robusto (WLSMV) y matrices policóricas por ser un método más apropiado para el análisis de variables ordinales (Li, 2016). Se aplicó una rotación *target* oblicua ($\epsilon = .05$; Asparouhov & Muthén, 2009) partiendo de una matriz diana en la que las cargas de los ítems en los factores latentes que teóricamente miden se estimaron libremente, mientras que en los demás factores las cargas cruzadas se especificaron como cercanas a cero (~ 0). De acuerdo con la evidencia previa, solo se evaluó el modelo de cinco factores oblicuos correspondientes con los cinco dominios del PID-5-BF. Para evaluar el ajuste del modelo, se consideraron diferentes índices de ajuste: el estadístico chi-cuadrado (χ^2), el índice de Tucker-Lewis (TLI), el índice de ajuste comparativo (CFI), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y los intervalos de confianza (IC) respectivos al 90% y la ponderada media cuadrática residual (WRMR). Los valores $\geq .95$ en CFI y TLI indican un ajuste óptimo y los valores $\geq .90$ representan un ajuste aceptable (Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1998). Para el RMSEA los valores $\leq .05$ se consideran óptimos y $\geq .08$ aceptables, mientras que para WRMR se esperan valores ≤ 1.00 (DiStefano, Liu, Jiang, & Shi, 2018). Posteriormente, se realizó un análisis de invarianza siguiendo el procedimiento recomendado en la literatura (Putnick & Bornstein, 2016; Rojas, Rojas, & Brizuela, 2018). De este modo, se examinó en primer lugar la invarianza configural (el ajuste del modelo en

ambas muestras sin añadir ninguna restricción), luego la invarianza métrica (invarianza de las cargas factoriales, λ) y, por último, la invarianza fuerte (invarianza de los thresholds, τ) utilizando un enfoque progresivo. Es decir, en cada modelo se añadieron sucesivamente las restricciones impuestas a los parámetros del modelo anterior. Es necesario mencionar que no se evaluó la igualdad entre los residuales (invarianza estricta) ya que, a los fines de garantizar comparaciones válidas entre grupos en los puntajes factoriales, un nivel de invarianza fuerte es suficiente (Dimitrov, 2010). Por lo tanto, la evaluación de la invarianza estricta no fue objetivo del presente estudio. Para valorar la invarianza entre los distintos modelos se tuvieron en cuenta los criterios propuestos por Chen (2007), según los cuales se asume que el modelo es invariante cuando los cambios en el CFI (ΔCFI) y RMSEA ($\Delta RMSEA$) no son superiores a $-.01$ y $.015$, respectivamente. Además, se consideró $\Delta TLI \geq 0$ para concluir en favor de la invarianza del modelo (Marsh et al., 2010). En todos los casos, además de los índices de ajuste, se realizó una evaluación detallada de todos los parámetros del modelo considerando su plausibilidad estadística y adecuación teórica (Morin, Arens, & Marsh, 2016). Por último, se examinó la confiabilidad de las puntuaciones mediante el coeficiente alfa ordinal y la confiabilidad de constructo mediante el coeficiente H, esperando valores $\geq .70$ (Dominguez-Lara, 2016).

Resultados

Evidencias de estructura interna e invarianza factorial del PID-5-BF

Los resultados indican que el modelo de 5 factores presenta índices de ajuste aceptables (TLI) y óptimos (CFI, RMSEA, WRMR). Los índices de ajuste se presentan en la Tabla 2. Sin

embargo, un examen detallado indica que 5 ítems, pertenecientes a *desapego* (*Disfruto estar enamorado*; ítem invertido), *afectividad negativa* (*Siento que nada de lo que hago es importante*; *Suelo hacer lo que los demás quieren que haga*), *psicoticismo* (*A veces, mis pensamientos o ideas no tienen sentido para los demás*) y *desinhibición* (*Los demás me ven como una persona muy responsable*; ítem invertido) mostraron cargas superiores a .30 en más de un factor, por lo que fueron descartados al ser difícil su interpretación. Además, el ítem *Me empecino en hacer las cosas de una manera, aun cuando es claro que no va a funcionar*, que corresponde originalmente al factor afectividad negativa, presentó una carga débil en este factor pero fuerte en el factor desinhibición. Dado que el ítem refleja la incapacidad de una persona para actuar de modo reflexivo teniendo en cuenta la experiencia y aprendizajes previos, su contenido es más coherente con la definición del factor desinhibición, por lo que se decidió reasignar el ítem

a este último, teniendo en cuenta, además, que su inclusión no disminuye los niveles de consistencia interna. Al especificar un nuevo modelo en el que se eliminan los cinco ítems complejos y se reasigna un ítem a otro factor, se observaron índices de ajuste óptimos y ligeramente superiores al modelo original. El modelo final se presenta en la Tabla 3. Cabe destacar que todos los coeficientes de regresión estandarizados entre los ítems y sus respectivos factores latentes fueron estadísticamente significativos (al menos $p < .01$). Todos los factores del PID-5-BF presentaron correlaciones positivas entre sí y de magnitud moderada y fuerte, excepto entre *afectividad negativa* y *desapego*, y *afectividad negativa* y *antagonismo* (Tabla 4). Finalmente, se comprobó la invarianza configural, métrica y fuerte del modelo tanto entre hombres y mujeres, como entre jóvenes y adultos, al observarse que las variaciones en los índices de ajuste (ΔCFI , ΔTLI y $\Delta RMSEA$) se encuentran dentro de los criterios recomendados (véase Tabla 2).

Tabla 2

Índices de ajuste para el modelo ESEM de 5 factores del PID-5-BF e invarianza de medición según sexo y edad.

	χ^2	<i>gl</i>	CFI	TLI	RMSEA (90% IC)	WRMR	ΔCFI	ΔTLI	$\Delta RMSEA$
Muestra total									
PID-5-BF- Modelo original (31 ítems)	869.28***	320	.956	.936	.043 (.040, .046)	0.96			
PID-5-BF- Modelo reespecificado (26 ítems)	526.49***	205	.97	.952	.042 (.038, .046)	0.83			
Sexo									
Hombres (n = 471)	391.44***	205	.965	.944	.044 (.037, .051)	0.729			
Mujeres (n = 428)	387.93***	205	.962	.940	.046 (.039, .053)	0.734			
Invarianza configural	779.04***	410	.964	.942	.045 (.040, .050)	0.834			
Invarianza métrica	857.92***	515	.966	.957	.038 (.034, .043)	0.891	.002	.015	-.007
Invarianza fuerte	1014.90***	614	.961	.958	.038 (.034, .042)	1.01	-.005	.001	0
Edad									
Jóvenes (n = 510)	410.90***	205	.961	.938	.044 (.038, .050)	0.735			
Adultos (n = 397)	401.42***	205	.962	.94	.049 (.042, .056)	0.750			
Invarianza configural	811.35***	410	.962	.939	.046 (.042, .051)	0.817			
Invarianza métrica	817.55***	515	.971	.963	.036 (.031, .041)	0.924	.009	.024	-.01
Invarianza fuerte	978.37***	614	.965	.963	.036 (.032, .040)	0.983	-.006	0	0

Nota. *** $p < .001$

Tabla 3

Solución factorial estandarizada para el modelo ESEM de 5 factores y 26 ítems.

PID-5-BF Ítems	DESAP	AFEC NEG	PSICOT	ANTAG	DESINH
No estoy muy interesado en hacer amigos.	.66	.18	-.01	.03	.03
Casi nunca me entusiasmo mucho con algo.	.40	.01	.07	-.06	.20
Evito las relaciones románticas.	.39	-.05	.05	.22	.03
Por lo general, muestro mis sentimientos a los demás (i).	-.54	.32	.10	.13	.08
No me gusta estar demasiado cerca de la gente.	.56	.22	.05	.100	.01
Me preocupo por casi todo.	.08	.70	.01	.06	-.24
Me emociono fácilmente, incluso por pequeñas cosas.	-.25	.58	.02	.02	.13
Soy una persona muy ansiosa.	.09	.60	-.10	.07	.16
Temo estar solo en la vida más que a cualquier otra cosa.	-.07	.38	.26	.01	.01
Me enojo fácilmente por todo tipo de cosas.	.19	.44	-.01	.01	.33
Creo que otros se aprovecharán de mí si pudieran.	.16	.40	.26	-.01	-.01
Con frecuencia, me quedo “en blanco” y de repente me doy cuenta de que ha pasado mucho tiempo.	.10	.13	.49	-.06	.15
A veces he visto cosas que en realidad no estaban ahí.	-.08	-.01	.74	-.01	-.04
Tengo pensamientos que tienen sentido para mí, pero resultan extraños para otros.	.06	.19	.47	.09	.04
Las cosas que están a mi alrededor a veces me parecen irreales.	.05	-.12	.78	.09	-.01
En ocasiones no llego a diferenciar si algo lo viví, lo soñé o lo imaginé.	-.08	.07	.44	.02	.19
Me gusta llamar la atención.	-.07	.06	.05	.46	.14
Tengo facilidad para aprovecharme de los demás.	.12	-.06	.04	.93	-.10
Puedo utilizar a la gente para conseguir lo que quiero.	.04	-.10	.05	.75	.09
Puedo ser encantador cuando quiero lograr algo.	-.12	.21	-.07	.46	.12
La gente me describiría como imprudente.	.11	-.19	.14	.16	.32
Siento que actúo totalmente por impulso.	.05	.19	.04	-.02	.56
Me empecino en hacer las cosas de una manera, aun cuando es claro que no va a funcionar.	.16	.10	.19	-.05	.43
Aun sabiendo lo que es mejor, no puedo dejar de tomar decisiones precipitadas.	.01	.05	.16	-.05	.63
A veces hago promesas que sé que no voy a poder cumplir.	.01	-.09	-.05	.19	.55
Me gusta hacer las cosas rápido, aunque queden errores o detalles por resolver.	-.04	-.01	-.07	.15	.58

Nota. DESAP: desapego; AFEC NEG: afectividad negativa; PSICOT: psicoticismo; ANTAG: antagonismo; DESINH: desinhibición. (i) ítem invertido. Las cargas superiores a .30 aparecen en negrita.

Tabla 4
Correlaciones entre los factores del PID-5-BF.

	1	2	3	4	5
1. Desapego		.07**	.37***	.34***	.28***
2. Afectividad Negativa			.43***	.22***	.47***
3. Psicoticismo				.38***	.51***
4. Antagonismo					.47***
5. Desinhibición					

Nota. ** $p < .01$; *** $p < .001$.

Evidencias de confiabilidad

En cuanto a la consistencia interna (α ordinal) se obtuvieron valores aceptables para *psicoticismo* (.72) y *antagonismo* (.73), cercanos a los valores recomendados para *afectividad negativa* (.68), y algo más bajo para *desapego* (.64) y *desinhibición* (.67). Por otra parte, el coeficiente H para cada factor fue el siguiente: *desapego* = .67, *afectividad negativa* = .71, *psicoticismo* = .78, *antagonismo* = .89, y *desinhibición* = .70, lo cual indica buena confiabilidad del constructo para cuatro de los cinco factores de la escala. Un aspecto a considerar es que la eliminación del ítem *La gente me describiría como imprudente*, correspondiente a *desinhibición*, conlleva a una mejora tanto del coeficiente α ordinal como del coeficiente H ($> .70$) en dicho factor. Sin embargo, se decidió mantenerlo a fin de no omitir la evaluación de facetas que corresponden a ese factor.

Discusión

El objetivo de este trabajo fue aportar nueva evidencia de validez y confiabilidad de una versión del PID-5-BF adaptada al contexto argentino. Los resultados indican que un modelo compuesto por cinco factores, representados por *desinhibición*, *antagonismo*, *desapego*, *afectividad negati-*

va y *psicoticismo*, presenta un ajuste excelente a los datos. Estos resultados coinciden con los del estudio original (APA, 2013b) y las adaptaciones posteriores (e.g., Anderson et al., 2018; Bach et al., 2016; Sánchez et al., 2020), lo que indica que el PID-5-BF posee una estructura factorial robusta. Además, se comprobó que dicho modelo resulta invariante en hombres y mujeres, y en jóvenes y adultos. Este resultado ratifica la equivalencia del PID-5-BF, según el sexo, observada en algunas investigaciones previas (De Clerq et al., 2014; Fossati et al., 2017), pero contradice los resultados de otros estudios en los que no se comprobó la invarianza según la edad (Debast et al., 2018). Desde el punto de vista práctico, estos hallazgos sustentan el uso del PID-5-BF para realizar comparaciones válidas entre subgrupos definidos por el sexo y la edad.

Es importante aclarar que cinco ítems de la escala fueron eliminados ya que presentaron un funcionamiento defectuoso. Una consecuencia de ello es que posiblemente algunas de las facetas del modelo no hayan quedado representadas en el instrumento, o bien, que aparezcan sub-representadas, lo que afecta así la validez de contenido. Por lo tanto, sería conveniente volver a evaluar el funcionamiento de los ítems eliminados antes de descartarlos definitivamente. Considerando que algunos de estos ítems son invertidos y teniendo en cuenta los problemas asociados al uso de ítems

invertidos documentados en la literatura (e.g., bajas saturaciones factoriales, disminución de la consistencia interna, generación de factores adicionales espurios; Navarro-González, Lorenzo-Seva, & Vigil-Colet, 2016; Tomás, Galiana, Hontangas, Oliver, & Sancho, 2013), sería valioso reformular los ítems en sentido directo y examinar su funcionamiento.

Por otro lado, los coeficientes de confiabilidad hallados, tanto de las puntuaciones como de constructo, fueron aceptables ($\geq .70$) para *antagonismo*, *afectividad negativa* y *psicoticismo*, y un poco más bajos para *desapego* y *desinhibición*. En general, los índices de consistencia interna fueron inferiores a los informados en el estudio original (APA, 2013b), pero similares a los observados en otros estudios (Anderson et al., 2018; Debast et al., 2018; Fossati et al., 2017; Pires et al., 2018). Al respecto, como ya se indicó, podrían reformularse los ítems invertidos, particularmente del factor *desapego*, dado el impacto negativo de estos ítems sobre la consistencia interna. En cuanto al factor *desinhibición*, la eliminación del ítem *La gente me describiría como imprudente*, supondría una mejora en los coeficientes de confiabilidad, aunque también afectaría la validez de contenido de ese factor. Por este motivo, se decidió retenerlo aunque en futuras investigaciones se podrían agregar ítems nuevos que evalúen la misma faceta, y examinar su impacto sobre la fiabilidad del factor.

Por último, se hallaron correlaciones moderadas y fuertes entre los factores del PID-5-BF, excepto entre *afectividad negativa* y *desapego*, por un lado, y *afectividad negativa* y *antagonismo*, por el otro. Estos resultados indican que las dimensiones del modelo no son totalmente independientes, en consonancia con otros estudios (Gutiérrez et al., 2017; Krueger et al., 2012). De hecho, se ha señalado que las relaciones entre los factores del PID-5 podrían sugerir la existencia

de un factor general de psicopatología, también llamado “factor p” (Caspi et al., 2014; Montes & Sánchez, 2019) que manifestaría una propensión general a la psicopatología, mientras que los factores específicos (dominios del PID-5) podrían reflejar la forma en que esa disfunción se expresa.

Si bien los resultados obtenidos son en general satisfactorios, es importante destacar algunas limitaciones. En concreto, la recolección de datos se hizo a través de una encuesta en línea, por lo que los resultados podrían verse afectados por la presencia de sesgos de autoselección (Bethlehem, 2010). Aunque estudios recientes utilizando el PID-5 (Miller, Crowe, Weiss, Maples-Keller, & Lynam, 2017) indican que los resultados (estructura factorial, consistencia interna, diferencias de medias) son similares cuando los datos se obtienen a través de plataformas *online* y de otras fuentes, sería conveniente replicar la investigación utilizando métodos alternativos de recolección de datos. Por otro lado, el presente estudio se limitó a la evaluación de la estructura interna del PID-5-BF, por lo que no fueron consideradas otras fuentes de evidencias de validez, como su relación con otras variables. En consecuencia, sería valioso examinar otras propiedades psicométricas, como la validez concurrente, convergente y discriminante de las puntuaciones del PID-5-BF, o el potencial sesgo de deseabilidad social en las respuestas, de cara a obtener evidencia más concluyente sobre sus cualidades psicométricas. A pesar de estas limitaciones, los resultados del presente estudio proveen evidencia adicional de validez y confiabilidad para los puntajes del PID-5-BF en la población Argentina. Se espera que este instrumento pueda contribuir, a nivel local, en el estudio de los rasgos patológicos de personalidad y sus implicaciones o correlatos psicológicos, emocionales y conductuales en diferentes áreas, no solo la clínica. Por otra parte, al contar con una versión validada del PID-5-BF en idioma es-

pañol pero adaptado a las expresiones idiomáticas y particularismos del contexto latinoamericano, este estudio podría servir de punto de partida para futuras investigaciones que busquen examinar las propiedades psicométricas del PID-5-BF en los países de la región, donde la investigación en torno a los rasgos del PID-5 es escasa y reciente.

Referencias

- Aboul-ata, M., & Qonsua, F. (2021). Validity, reliability and hierarchical structure of the PID-5 among Egyptian college students: Using exploratory structural equation modelling. *Personality and Mental Health, 15*(2), 100-112. doi: [10.1002/pmh.1497](https://doi.org/10.1002/pmh.1497)
- Al-Dajani, N., Gralnick, T. M., & Bagby, R. M. (2016). A psychometric review of the Personality Inventory for DSM-5 (PID-5): Current status and future directions. *Journal of Personality Assessment, 98*(1), 62-81. doi: [10.1080/00223891.2015.1107572](https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1107572)
- American Psychiatric Association. (2013a). *DSM-5. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*. Washington, DC: Author.
- American Psychiatric Association. (2013b). *The Personality Inventory for DSM-5 (PID-5)*. Washington, DC: Author.
- Anderson, J. L., Sellbom, M., & Salekin, R. T. (2018). Utility of the Personality Inventory for DSM-5-Brief Form (PID-5-BF) in the measurement of maladaptive personality and psychopathology. *Assessment, 25*(5), 596-607. doi: [10.1177/1073191116676889](https://doi.org/10.1177/1073191116676889)
- Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling, 16*(3), 397-438. doi: [10.1080/10705510903008204](https://doi.org/10.1080/10705510903008204)
- Bach, B., Maples-Keller, J. L., Bo, S., & Simonsen, E. (2016). The alternative DSM-5 personality disorder traits criterion: A comparative examination of three self-report forms in a Danish population. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, 7*(2), 124-135. doi: [10.1037/per0000162](https://doi.org/10.1037/per0000162)
- Bach, B., Sellbom, M., & Simonsen, E. (2018). Personality Inventory for DSM-5 (PID-5) in clinical versus nonclinical individuals: Generalizability of psychometric features. *Assessment, 25*(7), 815-825. doi: [10.1177/1073191117709070](https://doi.org/10.1177/1073191117709070)
- Beanland, V., Sellbom, M., & Johnson, A. K. (2014). Personality domains and traits that predict self-reported aberrant driving behaviours in a southeastern US university sample. *Accident Analysis & Prevention, 72*, 184-192. doi: [10.1016/j.aap.2014.06.023](https://doi.org/10.1016/j.aap.2014.06.023)
- Bethlehem, J. (2010). Selection bias in web surveys. *International Statistical Review, 78*(2), 161-188. doi: [10.1111/j.1751-5823.2010.00112.x](https://doi.org/10.1111/j.1751-5823.2010.00112.x)
- Bornstein, R. F., & Natoli, A. P. (2019). Clinical utility of categorical and dimensional perspectives on personality pathology: A meta-analytic review. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, 10*(6), 479-490. doi: [10.1037/per0000365](https://doi.org/10.1037/per0000365)
- Browne, M. W. (2001). An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research, 36*(1), 111-150. doi: [10.1207/S15327906MBR3601_05](https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3601_05)
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. Bollen & J. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Caspi, A., Houts, R. M., Belsky, D. W., Goldman-Mellor, S. J., Harrington, H. L., Israel, S., ... & Moffitt, T. E. (2014). The *p* factor: One general psychopathology factor in the structure of psychiatric disorders? *Clinical Psychological Science, 2*(2), 119-137. doi: [10.1177/2167702613497473](https://doi.org/10.1177/2167702613497473)
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 14*(3), 464-504. doi: [10.1080/10705510701301834](https://doi.org/10.1080/10705510701301834)
- Creswell, K. G., Bachrach, R. L., Wright, A. G. C., Pinto, A., & Ansell, E. (2016). Predicting problematic alcohol use with the DSM-5 alternative models of personality pathology. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, 7*(2), 124-135. doi: [10.1037/per0000162](https://doi.org/10.1037/per0000162)

- Theory, Research, and Treatment*, 7(1), 103-111. doi: [10.1037/per0000131](https://doi.org/10.1037/per0000131)
- De Clercq, B., De Fruyt, F., De Bolle, M., Van Hiel, A., Markon, K. E., & Krueger, R. F. (2014). The hierarchical structure and construct validity of the PID-5 trait measure in adolescence. *Journal of Personality*, 82(2), 158-169. doi: [10.1111/jopy.12042](https://doi.org/10.1111/jopy.12042)
- Debast, I., Rossi, G., & Van Alphen, S. P. J. (2018). Age-neutrality of a brief assessment of the section III alternative model for personality disorders in older adults. *Assessment*, 25(3), 310-323. doi: [10.1177/1073191118754706](https://doi.org/10.1177/1073191118754706)
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. doi: [10.1177/0748175610373459](https://doi.org/10.1177/0748175610373459)
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the weighted root mean square residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(3), 453-466. doi: [10.1080/10705511.2017.1390394](https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1390394)
- Dominguez-Lara, S. A. (2016). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el Coeficiente H: Breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychologia. Avances de la Disciplina*, 10(2), 87-94. doi: [10.21500/19002386.2134](https://doi.org/10.21500/19002386.2134)
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018). Estructura interna del BFI-10P y BFI-15P: Un estudio complementario con enfoque CFA y ESEM. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 10(3), 22-34. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/racc/index>
- Esbec, E., & Echeburúa, E. (2011). La reformulación de los trastornos de la personalidad en el DSM-V. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 39(1), 1-11. Recuperado de <https://actaspsiquiatria.es/repositorio/13/69/ESP/13-69-ESP-1-11-587990.pdf>
- Fossati, A., Somma, A., Borroni, S., Markon, K. E., & Krueger, R. F. (2017). The Personality Inventory for DSM-5 Brief Form: Evidence for reliability and construct validity in a sample of community-dwelling Italian adolescents. *Assessment*, 24(5), 615-631. doi: [10.1177/1073191115621793](https://doi.org/10.1177/1073191115621793)
- Fowler, J. C., Patriquin, M. A., Madan, A., Allen, J. G., Frueh, B. C., & Oldham, J. M. (2017). Incremental validity of the PID-5 in relation to the five factor model and traditional polythetic personality criteria of the DSM-5. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 26(2), e1526. doi: [10.1002/mpr.1526](https://doi.org/10.1002/mpr.1526)
- Gomes, C. M. A., & Gjikuria, E. (2017). Comparing the ESEM and CFA approaches to analyze the Big Five factors. *Avaliação Psicológica*, 16(3), 261-267. doi: [10.15689/ap.2017.1603.12118](https://doi.org/10.15689/ap.2017.1603.12118)
- Gutiérrez, F., Aluja, A., Peri, J. M., Calvo, N., Ferrer, M., Baillés, E., ... & Krueger, R. F. (2017). Psychometric properties of the Spanish PID-5 in a clinical and a community sample. *Assessment*, 24(3), 326-336. doi: [10.1177/1073191115606518](https://doi.org/10.1177/1073191115606518)
- Hopwood, C. J., & Donnellan, M. B. (2010). How should the internal structure of personality inventories be evaluated? *Personality and Social Psychology Review*, 14(3), 332-346. doi: [10.1177/1088868310361240](https://doi.org/10.1177/1088868310361240)
- Hopwood, C. J., & Sellbom, M. (2013). Implications of DSM-5 personality traits for forensic psychology. *Psychological Injury and Law*, 6(4), 314-323. doi: [10.1007/s12207-013-9176-5](https://doi.org/10.1007/s12207-013-9176-5)
- Hu, L.-T., & 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)
- Krueger, R. F., Derringer, J., Markon, K. E., Watson, D., & Skodol, A. E. (2012). Initial construction of a maladaptive personality trait model and inventory for DSM-5. *Psychological Medicine*, 42(9), 1879-1890. doi: [10.1017/S0033291711002674](https://doi.org/10.1017/S0033291711002674)
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. doi: [10.3758/s13428-015-0619-7](https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7)
- López-Santín, J. M., Molins-Gálvez, F., & Litvan-Shaw,

- L. (2013). Trastornos de personalidad en el DSM-5: Una aproximación crítica. *Revista de la Asociación Española de Neuropsiquiatría*, 33(119), 497-510. doi: [10.4321/S0211-57352013000300003](https://doi.org/10.4321/S0211-57352013000300003)
- Manzini, J. L. (2000). Declaración de Helsinki: Principios éticos para la investigación médica sobre sujetos humanos. *Acta Bioethica*, 6(2), 321-334. doi: [10.4067/S1726-569X2000000200010](https://doi.org/10.4067/S1726-569X2000000200010)
- Maples, J. L., Carter, N. T., Few, L. R., Crego, C., Gore, W. L., Samuel, D. B., Williamson, R. L., ... & Miller, J. D. (2015). Testing whether the DSM-5 personality disorder trait model can be measured with a reduced set of items: An item response theory investigation of the Personality Inventory for DSM-5. *Psychological Assessment*, 27(4), 1195-1210. doi: [10.1037/pas0000120](https://doi.org/10.1037/pas0000120)
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Muthén, B., Asparouhov, T., Morin, A. J., Trautwein, U., & Nagengast, B. (2010). A new look at the big five factor structure through exploratory structural equation modeling. *Psychological Assessment*, 22(3), 471-491. doi: [10.1037/a0019227](https://doi.org/10.1037/a0019227)
- Marsh, H. W., Morin, A. J., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 85-110. doi: [10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700](https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700)
- 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)
- Montes, S. A., & Sánchez, R. O. (2019). El factor *p*. ¿La estructura subyacente a la psicopatología? *Revista Evaluar*, 19(3), 20-41. doi: [10.35670/1667-4545.v19.n3.26774](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v19.n3.26774)
- Morey, L. C., Good, E. W., & Hopwood, C. J. (2022). Global personality dysfunction and the relationship of pathological and normal trait domains in the DSM-5 alternative model for personality disorders. *Journal of Personality*, 90(1), 34-46. doi: [10.1111/jopy.12560](https://doi.org/10.1111/jopy.12560)
- Morin, A. J. S., Arens, A. K., & Marsh, H. W. (2016). A bifactor exploratory structural equation modeling framework for the identification of distinct sources of construct-relevant psychometric multidimensionality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(1), 116-139. doi: [10.1080/10705511.2014.961800](https://doi.org/10.1080/10705511.2014.961800)
- Navarro-González, D., Lorenzo-Seva, U., & Vigil-Colet, A. (2016). How response bias affects the factorial structure of personality self-reports. *Psicothema*, 28(4), 465-470. doi: [10.7334/psicothema2016.113](https://doi.org/10.7334/psicothema2016.113)
- Pires, R., Sousa-Ferreira, A., Guedes, D., Gonçalves, B., & Henriques-Calado, J. (2018). Estudo das propriedades psicométricas- Formas longa, reduzida e breve da versão portuguesa do Inventário da Personalidade para o DSM-5 (PID-5). *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 47(2), 197-212. doi: [10.21865/RIDEP47.2.14](https://doi.org/10.21865/RIDEP47.2.14)
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. doi: [10.1016/j.dr.2016.06.004](https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004)
- Rojas, L., Rojas, G., & Brizuela, A. (2018). The use of measurement invariance with dichotomous variables as evidence of validity. *Revista Evaluar*, 18(2), 45-58. doi: [10.35670/1667-4545.v18.n2.20807](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n2.20807)
- Romero E., & Alonso, C. (2019). Maladaptive personality traits in adolescence: Behavioural, emotional and motivational correlates of the PID-5-BF scales. *Psicothema*, 31(3), 263-270. doi: [10.7334/psicothema2019.86](https://doi.org/10.7334/psicothema2019.86)
- Russell, T. D., & King, A. R. (2020). Distrustful, conventional, entitled, and dysregulated: PID-5 personality facets predict hostile masculinity and sexual violence in community men. *Journal of Interpersonal Violence*, 35(3-4), 707-730. doi: [10.1177/0886260517689887](https://doi.org/10.1177/0886260517689887)
- Russell, T. D., Pocknell, V., & King, A. R. (2017). Lesbians and bisexual women and men have higher scores on the Personality Inventory for the DSM-5 (PID-

- 5) than heterosexual counterparts. *Personality and Individual Differences*, 110, 119-124. doi: [10.1016/j.paid.2017.01.039](https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.01.039)
- Sánchez, R. O., Montes, S. A., & Somerstein, L. D. (2020). Inventario de Personalidad para el DSM-5: Propiedades psicométricas en población argentina. Estudio preliminar. *Interdisciplinaria*, 37(1), 55-76. doi: [10.16888/interd.2020.37.1.4](https://doi.org/10.16888/interd.2020.37.1.4)
- Suzuki, T., Samuel, D. B., Pahlen, S., & Krueger, R. F. (2015). DSM-5 alternative personality disorder model traits as maladaptive extreme variants of the five-factor model: An item-response theory analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, 124(2), 343-354. doi: [10.1037/abn0000035](https://doi.org/10.1037/abn0000035)
- Tomás, J. M., Galiana, L., Hontangas, P., Oliver, A., & Sancho, P. (2013). Evidencia acumulada sobre los efectos de método asociados a ítems invertidos. *Psicológica*, 34(2), 365-381. Recuperado de <https://www.uv.es/psicologica/articulos2.13/13Tomas.pdf>
- Trull, T. J., & Durrett, C. A. (2005). Categorical and dimensional models of personality disorder. *Annual Review of Clinical Psychology*, 1, 355-380. doi: [10.1146/annurev.clinpsy.1.102803.144009](https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.1.102803.144009)
- Vergauwe, J., Wille, B., De Caluwé, E., & De Fruyt, F. (2022). Passion for work: Relationships with general and maladaptive personality traits and work-related outcomes. *Personality and Individual Differences*, 185, 111306. doi: [10.1016/j.paid.2021.111306](https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111306)
- Widiger, T. A., & Trull, T. J. (2007). Plate tectonics in the classification of personality disorder: Shifting to a dimensional model. *American Psychologist*, 62(2), 71-83. doi: [10.1037/0003-066X.62.2.71](https://doi.org/10.1037/0003-066X.62.2.71)
- Zimmermann, J., Kerber, A., Rek, K., Hopwood, C. J., & Krueger, R. F. (2019). A brief but comprehensive review of research on the alternative DSM-5 model for personality disorders. *Current Psychiatry Reports*, 21, 92. doi: [10.1007/s11920-019-1079-z](https://doi.org/10.1007/s11920-019-1079-z)
- Winter, T., Riordan, B. C., Pakpour, A. H., Griffiths, M. D., Mason, A., Poulgrain, J. W., & Scarf, D. (2020). Evaluation of the English version of the Fear of COVID-19 Scale and its relationship with behavior change and political Beliefs. *International Journal of Mental Health and Addiction*. [Advance online publication]. doi: [10.1007/s11469-020-00342-9](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00342-9)

Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Adolescente EPOCH en estudiantes venezolanos

Psychometric Properties of the EPOCH Adolescent Well-being Scale in Venezuelan Students

Luis Rodríguez-Chávez *¹, María Graciela Fernández-Siliano¹

1 - Centro de Investigación y Evaluación Institucional, Universidad Católica Andrés Bello, Caracas, Venezuela.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 03/10/2022 Revisado: 19/10/2022 Aceptado: 20/10/2022

Resumen

El objetivo de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Adolescente (EPOCH) en estudiantes venezolanos. Para ello, jueces expertos procedieron a examinar la adecuación de la traducción de la escala y se ajustaron cinco ítems por medio de una traducción inversa. Luego se aplicó la escala a 523 jóvenes de entre 13 y 18 años ($M = 15.19$; $DE = 1.54$; 51% hombres) para después realizar un análisis factorial confirmatorio que comprobó una estructura de cinco dimensiones (índices de ajuste adecuados). Sin embargo, el factor *compromiso* arrojó algunas cargas factoriales bajas ($< .5$). Además, una prueba de invarianza determinó que el modelo de medida es el mismo para ambos sexos. Por su parte, la confiabilidad fue apropiada para la escala general y las dimensiones (α y $\omega > .7$), a excepción del factor *compromiso*. Consecuentemente, se discute esto último y se ofrecen sugerencias respecto a futuras investigaciones.

Palabras clave: *bienestar, adolescentes, psicología positiva, psicometría, validez*

Abstract

The aim of this research was to analyze the psychometric properties of the EPOCH Adolescent Well-being Scale in Venezuelan Students. For this purpose, expert judges proceeded to examine the adequacy of the translation of the scale and adjusted five items by means of a reverse translation. Subsequently, the scale was applied to 523 young people between 13 and 18 years of age ($M = 15.19$; $SD = 1.54$; 51% males) in order to perform a confirmatory factor analysis that proved a five-dimensional structure (adequate fit indices). However, the factor *engagement* yielded some low factor loadings ($< .5$). In addition, an invariance test determined that the measurement model is the same for both sexes. Additionally, the reliability was appropriate for the overall scale and dimensions (α and $\omega > .7$), with the exception of the *engagement* factor. Consequently, the latter aspect is discussed and suggestions are given regarding future research.

Keywords: *well-being, teenagers, positive psychology, psychometrics, validity*

*Correspondencia a: Luis Rodríguez-Chávez. Dirección: Av. Teherán, Urb. Montalbán. Universidad Católica Andrés Bello. Edif. Biblioteca Piso 3. CIEI. Caracas, Venezuela. Teléfono: +58 212 407 43 65. E-mail: luirodrig@ucab.edu.ve

Nota de autores: Luis Rodríguez-Chávez, Licenciado en Psicología (UCAB). Profesor investigador y profesor en la escuela de Psicología (UCAB). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4518-6596>.

María Graciela Fernández-Siliano, Licenciada en Educación (IPC-UPEL). Profesora investigadora y profesora en las Escuelas de Educación y Comunicación Social (UCAB). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1514-8062>

Cómo citar este artículo: Rodríguez-Chávez, L., & Fernández-Siliano, M. G. (2022). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Adolescente EPOCH en estudiantes venezolanos. *Revista Evaluar*, 22(3), 35-47. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Abigail Pérez, Mercedes Leaden, Stefano Macri, Juan Cruz Balverdi, Mónica Serppe, Alicia Molinari, Ricardo Hernández, Eugenia Barrionuevo

Introducción

Desde principios del siglo XXI, la psicología positiva surgió como un movimiento que se oponía a la concepción de que los fenómenos psicológicos se entendieran desde el sufrimiento o la enfermedad. Como respuesta a ello, se planteó una propuesta orientada al aspecto positivo del hombre y sus fenómenos asociados, tales como el bienestar, el optimismo, la creatividad, la espiritualidad, la sabiduría, entre otros (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000; Seligman, 2019).

Uno de los conceptos fundamentales estudiados en esta área es el bienestar, que se concibe como un estado de felicidad y satisfacción caracterizado por la buena salud, tanto física como mental, así como también una buena calidad de vida (VandenBos, 2015). De forma concreta, Maddux (2017) distingue dos tipos de bienestar: por un lado el bienestar subjetivo, es decir la evaluación y los sentimientos que tiene la persona sobre su vida o, en otras palabras, cómo la persona percibe su propia vida (Diener, Lucas, & Oishi, 2018) y, por el otro, el bienestar objetivo, que se refiere a las condiciones materiales con las que cuenta la persona (por ejemplo, salario, inmuebles, entre otros).

Por lo tanto, si bien existen múltiples formas de conceptualizar el bienestar subjetivo, una de ellas es concebirlo como una experimentación más bien placentera que displacentera (perspectiva hedónica) y, la otra, entiende el bienestar como la capacidad de la persona de desplegar su potencial, es decir, el progreso en cuanto a objetivos personales y propósitos de vida (perspectiva eudaimónica; Maddux, 2017). Además, en el campo del bienestar subjetivo podemos encontrar una variedad de teorías desarrolladas bajo el enfoque biológico/del temperamento, de la satisfacción de metas o de estados mentales (Diener, Oishi, & Tay, 2018).

En este mismo orden de ideas, desde la psicología positiva se ha planteado el modelo PERMA en el cual la conjunción de cinco elementos mensurables -emociones positivas, compromiso, relaciones, sentido y logro- dan cuenta del bienestar de la persona. Es conveniente resaltar que “ningún elemento define por sí mismo al bienestar, pero cada uno de ellos contribuye a alcanzarlo” (Seligman, 2016, p. 39). Por lo tanto, es relevante el estudio de las dimensiones antes mencionadas de acuerdo con esta teoría.

En relación con lo mencionado anteriormente, Kern, Benson, Steinberg y Steinberg (2016), con base en una revisión, plantean el modelo EPOCH compuesto de cinco características positivas presentes en adolescentes que permitirán el estado de bienestar óptimo cuando se conviertan en adultos, tal y como lo entiende el modelo PERMA de Seligman. Es decir, que estas dimensiones en los adolescentes fomentarán la salud física y mental y el bienestar en la adultez.

Estas dimensiones se detallan a continuación: (a) *conexión*, entendida como la sensación de poseer relaciones satisfactorias con los demás, por lo que implica la estimación, valoración y apoyo de los otros; (b) *compromiso*, que es la capacidad de abstraerse o concentrarse completamente en lo que se está haciendo, es decir, poseer un gran interés en una actividad; (c) *perseverancia*, que es la capacidad de conseguir y completar los objetivos propuestos pese a los obstáculos; (d) *felicidad*, un estado de ánimo y satisfacción positivos sobre la vida y relativamente duraderos y (e) *optimismo*, entendido como la esperanza y la perspectiva positiva con respecto al futuro, así como la consideración de que los eventos negativos son temporales o situacionales (Kern et al., 2016).

Los autores diseñaron una escala que fue validada progresivamente en varias muestras obtenidas en Estados Unidos y Australia (n = 4480).

A través de varios análisis factoriales exploratorios y confirmatorios, los autores redujeron los ítems de un total de 60 a 25 y luego a 20 ítems que miden las cinco dimensiones antes mencionadas. La escala mostró índices adecuados de confiabilidad en 10 muestras, tanto en la escala total como en las sub-dimensiones, así como indicadores de validez convergente y discriminante (Kern et al., 2016). Por otra parte, en una revisión de varias escalas de bienestar adolescente, la EPOCH se destaca por el hecho de haber sido desarrollada específicamente para jóvenes, así como también por la capacidad de medir equitativamente aspectos emocionales y de funcionamiento (Rose et al., 2017).

En cuanto a la aplicación de la Escala EPOCH en otros idiomas y países, se entiende que en su traducción a idioma turco y utilización en estudiantes de bachillerato ($n = 262$) de entre 14 y 18 años los resultados mostraron una aceptable adecuación del modelo de medida ($CFI = .98$, $RMSEA = .074$ y $SRMR = .05$), al igual que una buena confiabilidad en sus dimensiones (α entre .72 y .88; Demirci & Ekşi, 2015).

Un desenlace similar se observó al aplicar la escala en idioma persa con una muestra exclusiva de mujeres adolescentes iraníes ($n = 373$) de entre 15 y 19 años. En este caso se obtuvo un buen nivel de adecuación de medida ($CFI = .91$, $GFI = .90$ y $RMSEA = .07$) y confiabilidad aceptable (α entre .74 y .85; Taheri, Pourshahriari, Abdollahi, & Hosseinian, 2022).

Por su parte, Kern, Zeng, Hou y Peng (2019) tradujeron la escala al idioma chino para su aplicación en ese país ($n = 3620$) y encontraron que el modelo de cinco factores se ajustaba adecuadamente ($CFI = .96$, $RMSEA = .04$ y $SRMR = .03$). Además, la confiabilidad fue también adecuada (Ω entre .77 y .90). Lo mismo se encontró al volver a aplicar la escala en el mismo país con una muestra diferente ($n = 17854$), donde el modelo

fue replicado exitosamente ($CFI = .93$, $RMSEA = .05$ y $SRMR = .04$) y se encontraron diversos índices de confiabilidad — α y λ — de acuerdo a lo esperado (entre .73 y .90; Zeng & Kern, 2019). Además, en ambas aplicaciones, la mayoría de las pruebas de invarianzas mostraron que no había diferencias en cuanto al sexo.

Por su parte, Maurer, Daukantaitė y Hoff (2021) hicieron la traducción de la escala al sueco y la aplicaron a estudiantes de bachillerato ($n = 846$) de entre 16 y 21 años. Replicaron de manera exitosa el modelo de medida EPOCH ($CFI = .91$, $RMSEA = .07$ y $SRMR = .044$) y además obtuvieron una confiabilidad adecuada (α entre .74 y .91). Adicionalmente, a través de las pruebas de invarianza se observó que el modelo de medida no difería según el sexo.

Por otro lado, Ortiz-Correa, Proestakis-Maturana y Leiva-Gutiérrez (2020) realizaron una traducción al español y la aplicaron en dos muestras de adolescentes chilenos de entre 11 y 18 años. En la primera muestra ($n = 224$) el análisis factorial exploratorio encontró cuatro factores y no cinco. Sin embargo, en la segunda muestra ($n = 1334$), al aplicar el análisis factorial confirmatorio, se logró reproducir el modelo EPOCH de cinco dimensiones de forma satisfactoria ($CFI = .94$ y $RMSEA = .05$). Un aspecto llamativo es que los autores no pormenorizaron cuál fue el proceso de traducción que siguieron.

De esta manera, se observa que la escala EPOCH ha sido replicada con efectividad en otros países e idiomas, incluida Latinoamérica. Esto se encuentra en consonancia con lo que apunta Zelenski (2019) al mencionar que el área de la psicología positiva requiere de estudios de replicación en otras culturas, edades y contextos para así contar con evidencia sólida. Además, es pertinente revisar la traducción al español para así realizar su aplicación en otros países latinoamericanos. Por ello es que el objetivo de la presente

investigación es analizar las propiedades psicométricas de la escala EPOCH en adolescentes venezolanos. Este análisis se llevó a cabo por medio de los siguientes pasos: (a) revisar y ajustar la traducción, (b) evaluar la estructura factorial y (c) comparar dicha estructura según el sexo.

Método

Tipo de investigación y muestreo

La presente investigación es de tipo instrumental ya que el objetivo fue analizar aspectos psicométricos, tales como la estructura factorial y la confiabilidad, de una escala de bienestar adolescente (Ato, López-García, & Benavente, 2013). Por otro lado, el muestreo fue de tipo propositivo (Álvarez-Álvarez, González-Zepeda, & Chávez-López, 2017) y los criterios de inclusión consistieron en cursar el año académico y tener entre 13 y 18 años. En total se tomaron en cuenta los cuestionarios de 523 adolescentes, de los cuales el 51% eran hombres y el 49% eran mujeres. Respecto a la edad, la distribución fue la siguiente: el 10% de los participantes tenía 13 años, el 23% tenía 14 años, el 24% 15 años, el 21% 16 años, el 19% 17 años y el 3% 18 años.

Instrumentos

El instrumento utilizado fue la Escala de Bienestar Adolescente (EPOCH) de Kern et al. (2016) traducida al español por Ortiz-Correa et al. (2020), aunque modificada en la presente investigación. El cuestionario cuenta con 20 ítems, su formato de respuesta es de tipo Likert y se puntúa del 1 (*nunca*) al 5 (*siempre*). La escala mide cinco dimensiones de puntuación directa, por lo que a mayor puntuación mayor puntaje en la respectiva dimensión. Las dimensiones son las siguientes:

conexión (ítems 1, 10, 14 y 16), *perseverancia* (2, 9, 17 y 19), *optimismo* (3, 13, 15 y 18), *felicidad* (4, 6, 8 y 20) y *compromiso* (5, 7, 11 y 12), todos de puntuación directa.

Además, se utilizó una escala *ad hoc* de datos básicos, tales como edad, sexo y año escolar.

Procedimiento

El procedimiento contó con tres fases. La primera fase consistió en evaluar la adecuación de la traducción de la escala EPOCH realizada por Ortiz-Correa et al. (2020) para su utilización en la población chilena. Para ello, se consultó a 3 psicólogos con conocimientos avanzados en inglés que puntuaron la calidad de la traducción para su utilización en la población adolescente venezolana del 1 (*completamente inadecuado*) al 4 (*completamente adecuado*). A partir de estos puntajes se estimó la coincidencia entre jueces mediante la V de Aiken (Aiken, 1980) con un criterio de $> .85$ (Aiken, 1985) con el fin de evaluar la aplicabilidad de los ítems sin realizar ninguna modificación.

A partir de esta evaluación, otros tres psicólogos bilingües hicieron la traducción inversa de aquellos ítems que no obtuvieron un puntaje mínimo (Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013). Para ello, un primer psicólogo bilingüe tradujo los ítems originales del inglés al español, posteriormente un segundo psicólogo bilingüe hizo una traducción del español al inglés y luego un tercer psicólogo bilingüe evaluó la correspondencia entre los ítems originales en inglés y los ítems en inglés re-traducidos y además realizó recomendaciones al respecto.

Es importante mencionar que estos últimos psicólogos que hicieron la traducción inversa eran diferentes a los que hicieron la evaluación de la adecuación, además de que ninguno de ellos

tenía ningún tipo de relación con la investigación lo cual es deseable en las adaptaciones de los test (Hernández, Hidalgo, Hambleton, & Gómez-Benito, 2020).

La segunda fase consistió en la aplicación del instrumento, por lo que, en primer lugar, se contactó a las autoridades de la institución educativa para explicarles los objetivos de la investigación, así como también solicitar su autorización. Una vez que la autorización fue otorgada y las instrucciones para completar el cuestionario fueron estandarizadas, la aplicación se realizó con el cuestionario físico, es decir que los adolescentes lo completaron en sus salones durante las horas de clase.

Además, en la hoja de encuesta se declaró explícitamente el objetivo académico de la investigación, el anonimato y la participación voluntaria. Para garantizar esto último se agregó un ítem donde se les solicitaba a los adolescentes su consentimiento explícito. Aquellos que marcaron negativamente no participaron en el estudio. Todo lo anterior se rige con los estándares del Código Deontológico de la Práctica de Investigación en Psicología (Universidad Católica Andrés Bello [UCAB], 2002) y los principios éticos de la *American Psychological Association* (APA, 2016).

Posteriormente, se procedió con la siguiente y última fase de análisis factorial confirmatorio (AFC). En primer lugar, se inició con la evaluación de la normalidad. Para ello se calculó el test de Mardia (1970) en el cual se utiliza como indicador la significancia obtenida de la curtosis, es decir, si es significativa no hay normalidad multivariada. En base al resultado anterior y al tamaño de la muestra ($n < 1000$), se determinó que el mejor método era el de mínimos cuadrados no estandarizados (ULS; Ferrando, Lorenzo-Seva, Hernández-Dorado, & Muñiz, 2022).

Una vez estimado el modelo se evaluaron tres tipos de indicadores de ajuste: los genera-

les (χ^2/gl , GFI, RMSEA y SRMR), los de ajuste incremental (TLI y NNFI) y los de parsimonia (CFI). En la mayoría de estos indicadores el criterio para concluir un buen ajuste es $> .94$, a excepción del χ^2/gl donde se consideran apropiados valores < 3 , RMSEA $< .07$ y SRMR $< .08$. Esto se estableció según el tamaño de la muestra (> 250) y la cantidad de ítems ($n = 20$; Hair, Black, Babin, & Anderson, 2018).

Adicionalmente, se estimó el índice de modificación (IM) y el cambio de parámetro esperado (EPC), los cuales brindan información sobre relaciones alternativas que podrían tener los ítems con otros factores con el fin de, a partir de esto, re-estimar el modelo (Bollen, 1990; Kaplan, 1989) por medio de los indicadores de ajuste antes mencionados.

Consecuentemente, se evaluó la invarianza factorial en función al sexo, la cual consiste en la estimación de cuatro modelos de invarianza, a saber, configuracional, métrica, escalar y residual, a partir de los cuales se comparan algunos de los índices de ajuste de manera progresiva para evaluar si el modelo de medida difiere según el sexo. Los criterios de evaluación para el modelo de invarianza configuracional fueron el CFI, el RMSEA y el SRMR, con los puntos de corte ya mencionados. Para el resto de los modelos de invarianza las diferencias debían ser de $\Delta CFI < .01$, $\Delta RMSEA < .01$ y $\Delta SRMR < .03$ (Cheung & Rensvold, 2002; Putnick & Bornstein, 2016).

Por último, para la confiabilidad se calculó el coeficiente α de Cronbach y el ω de McDonald, así como sus respectivos intervalos de confianza (Bonett & Wright, 2015). El punto de corte para considerarlos adecuados fue de $> .7$ (Muñiz, 2018). Asimismo, se realizaron análisis complementarios por medio de los cuales se compararon las dimensiones según el sexo con una t de student, para el año escolar se utilizó Anova y para la edad una correlación de Pearson. En todas ellas el

criterio fue la significancia ($p < .05$). Sin embargo, en las dos primeras se consideró también la magnitud de efecto (d de Cohen y η^2), mientras que en la última se consideró la magnitud de la correlación (Peña, 2017).

Respecto a los paquetes estadísticos utilizados, la estimación de la prueba de Mardia se calculó con el programa Factor 12.01.02 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017) y el resto de los procedimientos estadísticos se estimaron con el programa JASP 0.16.3.0 (Love et al., 2019).

Resultados

Adecuación de la traducción

Al analizar la evaluación de los jurados en la traducción por medio de la V de Aiken se observó que 15 ítems superaron el criterio. Sin embargo los ítems 7 ($V = .67$), 9 ($V = 0.75$), 12 ($V = .75$), 13 ($V = .83$) y 20 ($V = .42$) no lo superaron ($> .85$), por lo que estos ítems pasaron por el proceso de traducción inversa antes descrita y se tuvieron en cuenta los ítems originales. Posterior a esto se contó con la escala completa y ya lista para su aplicación.

Análisis factorial confirmatorio

En el análisis preliminar de los datos, para el tratamiento de los datos ausentes se aplicó la eliminación de caso (Acock, 2012), por lo que solo se tuvo en cuenta a 523 adolescentes para el AFC que fue la totalidad de sujetos que brindaron datos de respuesta completa del cuestionario EPOCH. Respecto a los datos atípicos, cada ítem se analizó a través del diagrama de caja y bigotes. El 8% de los datos eran atípicos. Por lo tanto, la estrategia utilizada fue realizar dos AFC, uno con estos datos atípicos y otro sin estos, dado que no se en-

contraron diferencias en los indicadores e índices de estimación y solo se reportaron los resultados con la muestra completa.

Respecto al análisis descriptivo de los ítems, se observa que en general los reactivos de la dimensión *conexión* tienen mayor media, mientras que los ítems de la dimensión *compromiso* tienen menor promedio. Esto mismo se repite con la asimetría: mientras que los primeros muestran mayor asimetría, los últimos muestran una asimetría menor. En cuanto a la desviación y la curtosis, no se encuentra un patrón diferencial por dimensión (ver Tabla 1).

Posteriormente, el test de Mardia (1970) determinó que no existía normalidad multivariada (Curtosis = 510; $p < .001$), por lo que se decidió aplicar un método de estimación ULS que es ideal para estos casos (Ferrando et al., 2022).

Respecto a los indicadores de adecuación del modelo, los resultados de ajuste absoluto fueron superiores al criterio, tanto los generales ($\chi^2 = 389.297$; $df = 160$; $\chi^2/df = 2.40$; GFI = .982), como los de error (RMSEA = .052; SRMR = .059), y lo mismo sucedió con los de ajuste incremental (TLI = .969; NNFI = .969) y el de parsimonia (CFI = .974). En consecuencia, los datos muestran adecuado ajuste al modelo de medida (EPOCH).

Por su parte, al analizar la configuración de las dimensiones y los ítems se observó que la única dimensión que contiene cargas factoriales inferiores a .5 es la de *compromiso* (ver Figura 1), concretamente en los ítems 5, 11 y 12, con correlaciones bajas o moderada-bajas. Por esta razón, es que en un paso adicional se estimó el índice de modificación (IM) y el cambio de parámetro esperado (EPC) ya que, tal y como aclaran Brown y Moore (2014), estos solo se pueden estimar cuando hay una base teórica o conceptual sólida que sustente la relación entre factores e ítems.

De esta manera, los ítems 5 (MI = 119.12 y EPC = 1.39), 7 (MI = 35.91 y EPC = -.48) y 11

Tabla 1
Estadísticos descriptivos por ítem de la Escala EPOCH.

	Media	DE	Asimetría	Curtosis
1. Cuando algo bueno me sucede, cuento con personas con las que me gusta compartir buenas noticias	3.91	1.03	-0.65	-0.36
2. Termino lo que empiezo	3.70	0.88	-0.19	-0.52
3. Soy optimista acerca de mi futuro	3.86	1.04	-0.53	-0.57
4. Me siento feliz	3.46	0.96	-0.22	-0.31
5. Cuando hago una actividad, la disfruto tanto que pierdo la noción del tiempo	3.55	1.08	-0.19	-0.78
6. Me divierto mucho	3.67	0.93	-0.29	-0.48
7. Me meto por completo en las cosas que hago	3.70	0.95	-0.26	-0.60
8. Amo la vida	3.67	1.18	-0.45	-0.81
9. Persisto en mis tareas escolares hasta terminarlas	3.63	1.02	-0.25	-0.71
10. Cuando tengo un problema, sé que hay alguien ahí para mí	3.64	1.21	-0.34	-1.12
11. Me involucro tanto en ciertas actividades que se me olvida todo lo demás	3.36	1.12	-0.14	-0.83
12. Pierdo la noción del tiempo cuando estoy aprendiendo algo nuevo	3.05	1.05	0.05	-0.47
13. En momentos de incertidumbre espero lo mejor	3.12	1.11	0.00	-0.68
14. Hay personas en mi vida que realmente se preocupan por mí	4.20	0.96	-1.06	0.39
15. Pienso que me van a suceder cosas buenas	3.70	1.08	-0.41	-0.60
16. Tengo amigos a los que quiero mucho	4.36	0.96	-1.48	1.44
17. Una vez que me propongo hacer algo, lo hago hasta el final	3.80	0.94	-0.35	-0.64
18. Creo que las cosas van a salir bien sin importar lo difícil que parezcan	3.43	1.12	-0.22	-0.77
19. Soy muy trabajador	3.62	1.05	-0.36	-0.57
20. Soy una persona alegre	3.74	1.10	-0.56	-0.49

(MI = 34.41 y EPC = -.41) del factor *compromiso* se cargaban en el factor *perseverancia*. Dada la posible relación conceptual entre estos dos constructos se recalculó el modelo en función a dicha estimación. Sin embargo, solo el ítem 7 fue adecuado para el factor *perseverancia* (carga factorial = .63), mientras que los ítems 5 y 11 no lo fueron (carga factorial < .3). Tampoco hubo una mejora en los índices de ajuste ($\Delta CFI < .001$ y $\Delta RMSEA < .001$). En consecuencia, la eliminación del factor *compromiso* y la agrupación de sus ítems en el factor *perseverancia* no resulta adecuada.

En cuanto a las correlaciones entre factores, se presentan asociaciones positivas y moderadas en su mayoría. Se destaca una correlación

alta entre *felicidad* y *optimismo*. Sin embargo, esta no llega a superar el criterio establecido (> .80) para afirmar problemas de validez discriminante (Brown, 2015), por lo que no representa un problema. Además, se observó una relación moderada-baja entre *conexión* y *perseverancia*. Es importante mencionar que todas las cargas y correlaciones fueron significativas al .001.

Prueba de invarianza para la variable sexo

En la prueba de invarianza los indicadores muestran adecuación general del modelo de invarianza configuracional, por lo que se procedió a contrastarlo con el de invarianza métrica y este

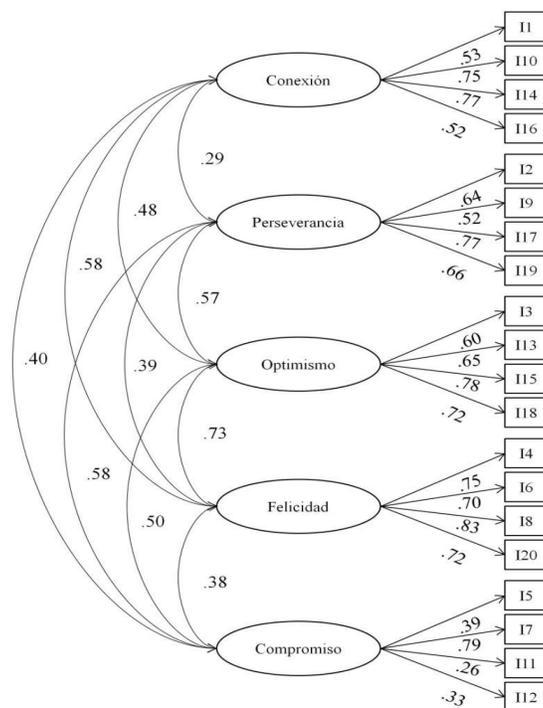


Figura 1

Modelo de medida de la EPOCH resultante.

último con el de invarianza escalar, así como también se procedió a contrastar el primero con el de invarianza residual. Se observó que en todas las comparaciones entre los indicadores seleccionados (CFI, RMSEA y SRMR) estos no resultaron superiores a los criterios establecidos y mostraron así invarianza según sexo. Esto indica que se puede aplicar la escala EPOCH independientemente de si se trata de hombres o de mujeres (ver Tabla 2).

Por último, la confiabilidad de la escala general resulta adecuada dado que obtiene un α de Cronbach de .86 (CI 95% = .84 y .88) y un ω de McDonald de .86 (CI 95% = .84 y .88), mientras que para las dimensiones estos índices fueron los siguientes: *conexión* con un α = .75 (CI 95% = .73 y .78) y ω = .75 (CI 95% = .72 y .79), *perseverancia* un α = .75 (CI 95% = .71 y .78) y ω = .74 (CI 95% = .71 y .78), *optimismo* α = .78 (CI

95% = .75 y .81) y ω = .79 (CI 95% = .76 y .82), *felicidad* α = .84 (CI 95% = .82 y .86) y ω = .84 (CI 95% = .82 y .86), y *compromiso* α = .54 (CI 95% = .47 y .60) y ω = .55 (CI 95% = .49 y .61). Este último índice fue el que presentó una confiabilidad menor al criterio esperado.

Análisis adicionales

Se compararon las medias en función al sexo y se obtuvo un resultado significativo de felicidad ($t = 4.67$; $gl = 518$; $p < .001$; $d = .405$), cuya magnitud de efecto es moderada. En consecuencia, los hombres ($n = 255$; $M = 3.80$; $DE = 0.85$) suelen reportar mayor felicidad que las mujeres ($n = 265$; $M = 3.46$; $DE = 0.83$). Lo mismo se observó en el *optimismo* ($t = 2.55$; $gl = 518$; $p = .011$), cuya magnitud de efecto es baja ($d = .224$),

Tabla 2

Resultados del modelo de invarianza de la EPOCH según Sexo.

Modelo	χ^2 (gl)	CFI	RMSEA	SRMR	MC	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR
(1) Configuracional	480.38 (320)	.981	.044	.063				
(2) Métrica	541.48 (335)	.976	.049	.066	1	.005	.005	.003
(3) Escalar	576.11 (350)	.974	.050	.066	2	.002	.001	.000
(4) Residual	645.55 (370)	.968	.054	.069	3	.006	.004	.003

Nota. n = 520; n hombres = 255; n mujeres = 265. Se encuentran tres datos perdidos en cuanto a sexo. “MC” = Modelo comparado.

por lo que los hombres (n = 255; M = 3.62; DE = 0.85) nuevamente obtienen mayores puntajes de optimismo que las mujeres (n = 265; M = 3.43; DE = 0.82). Sin embargo, los índices de *conexión* ($t = .056$; $gl = 518$; $p = .955$), *perseverancia* ($t = -.379$; $gl = 518$; $p = .705$) y *compromiso* ($t = .204$; $gl = 518$; $p = .839$) no fueron significativos.

Además, se realizó una comparación con el año escolar. Si bien resultaron significativos los índices de *conexión* ($F = 5.71$; $gl = 515$; $p < .001$; $\eta^2 = .04$), *optimismo* ($F = 2.96$; $gl = 519$; $p = .019$; $\eta^2 = .00$), *compromiso* ($F = 5.76$; $gl = 519$; $p < .001$; $\eta^2 = .04$) y *perseverancia* ($F = 4.05$; $gl = 519$; $p = .003$; $\eta^2 = .04$), la magnitud de efecto es nula, por lo que las diferencias en los puntajes de estas dimensiones no se pueden atribuir al año escolar. Por su parte, el índice de *felicidad* ($F = 1.32$; $gl = 519$; $p = 0.25$) no fue significativo.

Por último, dado que la edad presentaba grupos desbalanceados en su composición, se estimó una correlación entre la edad y las dimensiones. Se observó que la relación con *conexión* ($r = .135$; $p = .002$), *perseverancia* ($r = .135$; $p = .002$), *optimismo* ($r = .089$; $p = .041$) y *compromiso* ($r = .109$; $p = .012$) fue significativa y positiva, aunque de magnitud muy baja; lo que indica que a medida que los adolescentes tienen mayor edad

presentan mayores puntajes en dichas dimensiones. Por su parte, el índice de *felicidad* ($r = .011$; $p = .808$) no resultó significativo.

Discusión

El objetivo de la presente investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la escala de Bienestar Adolescente EPOCH de Kern et al. (2016) en la población venezolana, que es una escala que ha sido utilizada en distintos países e idiomas. En consecuencia, el primer objetivo específico fue verificar la traducción en español del test realizado por autores en Chile (Ortiz-Correa et al., 2020).

De los veinte ítems que posee la escala cinco requirieron de ajustes según los jueces expertos, por lo que fueron parte de un proceso de traducción inversa. En dicho proceso, el ítem 20 se reformuló en su totalidad, mientras que los ítems 7, 9, 12 y 13 precisaron de ajustes menores en su redacción, fase sugerida para garantizar entendimiento semántico y conceptual (Ramada-Rodilla, Serra-Pujadas, & Delclós-Clanchet, 2013) para adolescentes venezolanos. Una vez que se contó con estos ajustes, se obtuvo el instrumento defi-

nitivo.

Respecto a la estructura factorial del test en la presente investigación, los resultados evidencian un modelo de medida de cinco factores, a saber, *conexión*, *perseverancia*, *optimismo*, *felicidad* y *compromiso*, aspectos congruentes con las investigaciones previas de la escala EPOCH en diferentes países (como Estados Unidos, Australia, Suecia, Turquía, Chile, entre otros) y diferentes idiomas (como inglés, sueco, turco, etc.; Demirçi & Ekşi, 2015; Kern et al., 2019; Maurer et al., 2021; Ortiz-Correa et al., 2020; Taheri et al., 2022; Zeng & Kern, 2019). Por esta razón, tal y como sugiere Richaud de Minzi (2008), se puede afirmar que los resultados evidencian la validez estructural en el uso del test.

Sin embargo, en la dimensión *compromiso* se encontraron correlaciones bajas-moderadas en los ítems 5, 11 y 12, lo que indica que el factor tiene una composición heterogénea en su estructura, aspecto que también confirma la confiabilidad. Esto se puede deber a diversas razones. La primera es la equivalencia conceptual entre culturas al adaptar el test (Fernández, Pérez, Alderete, Richaud, & Fernández-Liporace, 2010). En este sentido el compromiso concebido por los autores que han utilizado la escala precisamente se manifiesta de manera diferente en adolescentes venezolanos, lo que podría explicar la magnitud baja de las correlaciones de los ítems con el factor.

La segunda razón está vinculada a la reincorporación a las actividades escolares de manera presencial. Específicamente, la población encuestada estaba en un proceso de transición donde pasaron de la virtualidad a la presencialidad. Partiendo de lo observado por Zhang et al. (2021), según lo cual el compromiso de los estudiantes durante la pandemia variaba en función al nivel de adaptación, se puede plantear en el caso de esta investigación que el compromiso de los estudiantes pudo verse afectado, dado que la capacidad

de abstraerse y concentrarse puede diferir según el contexto (virtual o presencial) y el tipo de actividades formativas y evaluativas implementadas.

En otro orden de ideas, respecto a la prueba de invarianza, los resultados evidencian que la escala EPOCH muestra un mismo modelo de medida tanto para hombres como para mujeres, hallazgo que coincide con la aplicación del test en China (Kern et al., 2019; Zeng & Kern, 2019) y Suecia (Maurer et al., 2021), donde la estructura factorial sería la misma independientemente del sexo.

Adicionalmente, en los análisis complementarios se encuentran diferencias en los factores según el sexo: específicamente los hombres reportaron mayor felicidad y optimismo que las mujeres. Además, se observó que a mayor edad mayor es la conexión, la perseverancia, el optimismo y la perseverancia. Sin embargo, estas asociaciones son de magnitud baja, de esta manera una parte de estos resultados es congruente con investigaciones previas (Chui & Wong, 2016; Londoño-Pérez, Velasco-Salamanca, Alejo-Castañeda, Botero-Soto, & Joliet-Vanegas, 2014). Además, no se encontraron diferencias en las dimensiones según el año escolar.

Por último, respecto a las limitaciones del presente estudio, cabe mencionar que el tipo de muestreo no es probabilístico y que la composición de la muestra en función al año escolar no fue equilibrada. Por esta razón es que se sugiere que las futuras investigaciones profundicen la equivalencia del constructo *compromiso* por medio de la constitución de un comité de expertos tal y como sugiere Chahín-Pinzón (2014), así como también se sugiere volver a aplicar el instrumento en una muestra que lleve al menos un año en modalidad académica presencial e incluso se recomienda considerar algún indicador de adaptación a la presencialidad. Además, se sugiere aplicar una prueba de invarianza por año académico, para

lo cual se requerirán grupos más grandes.

Referencias

- Acock, A. C. (2012). What to do about missing values. En H. Cooper, P. M. Camic, D. L. Long, A. T. Panter, D. Rindskopf & K. J. Sher (Eds.), *APA Handbook of Research Methods in Psychology, Vol. 3. Data Analysis and Research Publication* (pp. 27-50). American Psychological Association. doi: [10.1037/13621-002](https://doi.org/10.1037/13621-002)
- Aiken, L. R. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement, 40*(4), 955-959. doi: [10.1177/001316448004000419](https://doi.org/10.1177/001316448004000419)
- Aiken, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement, 45*(1), 131-142. doi: [10.1177/0013164485451012](https://doi.org/10.1177/0013164485451012)
- Álvarez-Álvarez, E., González-Zepeda, A. P., & Chávez-López, J. K. (2017). Conceptos Iniciales. En F. González-Betanzos, M. del C. Escoto-Ponce de León & J. K. Chávez-López (Eds.). *Estadística Aplicada en Psicología y Ciencias de la Salud* (pp. 13-35). Ciudad de México: Manual Moderno.
- American Psychological Association (2016). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. Recuperado de <https://www.apa.org>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología/Annals of Psychology, 29*(3), 1038-1059. doi: [10.6018/analesps.29.3.178511](https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511)
- Bollen, K. A. (1990). A comment on model evaluation and modification. *Multivariate Behavioral Research, 25*(2), 181-185. doi: [10.1207/s15327906mbr2502_5](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_5)
- Bonett, D. G., & Wright, T. A. (2015). Cronbach's alpha reliability: Interval estimation, hypothesis testing, and sample size planning. *Journal of Organizational Behavior, 36*(1), 3-15. doi: [10.1002/job.1960](https://doi.org/10.1002/job.1960)
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, NY: Guilford Press.
- Brown, T. A., & Moore, M. T. (2014). Confirmatory factor analysis. En R. H. Hoyle (Ed.). *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 361-379). New York, NY: Guilford Press.
- Chahín-Pinzón, N. (2014). Aspectos a tener en cuenta cuando se realiza una adaptación de test entre diferentes culturas. *Psychologia. Avances de la Disciplina, 8*(2), 109-112. doi: [10.21500/19002386.1225](https://doi.org/10.21500/19002386.1225)
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*(2), 233-255. doi: [10.1207/S15328007SEM0902_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Chui, W. H., & Wong, M. Y. H. (2016). Gender differences in happiness and life satisfaction among adolescents in Hong Kong: Relationships and self-concept. *Social Indicators Research, 125*(3), 1035-1051. doi: [10.1007/s11205-015-0867-z](https://doi.org/10.1007/s11205-015-0867-z)
- Demirci, İ., & Ekşi, F. (2015). Ergenler için beş boyutlu iyi oluş modeli: EPOCH ölçeği'nin Türkçe formunun geçerliği ve güvenilirliği. *Gençlik Araştırmaları Dergisi, 3*(3), 9-30. Recuperado de <https://toad.halileksi.net/wp-content/uploads/2022/07/epoch-olcegi-toad.pdf>
- Diener, E., Lucas, R. E., & Oishi, S. (2018). Advances and open questions in the science of subjective well-being. *Collabra: Psychology, 4*(1), 15. doi: [10.1525/collabra.115](https://doi.org/10.1525/collabra.115)
- Diener, E., Oishi, S., & Tay, L. (2018). Advances in subjective well-being research. *Nature Human Behaviour, 2*(4), 253-260. doi: [10.1038/s41562-018-0307-6](https://doi.org/10.1038/s41562-018-0307-6)
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A. M., Richaud, M. C., & Fernández-Liporace, M. (2010). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Revista Evaluar, 10*(1), 60-74. doi: [10.35670/1667-4545.v10.n1.459](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v10.n1.459)
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema, 29*(2), 236-240. Recuperado de <https://www.psicothema.com>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A.,

- & Muñiz, J. (2022). Decálogo para el análisis factorial de los ítems de un test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2018). *Multivariate Data Analysis*. Boston, MA: Cengage.
- Hernández, A., Hidalgo, M. D., Hambleton, R. K., & Gómez-Benito, J. (2020). International Test Commission guidelines for test adaptation: A criterion checklist. *Psicothema*, 32(3), 390-398. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Kaplan, D. (1989). Model modification in covariance structure analysis: Application of the expected parameter change statistic. *Multivariate Behavioral Research*, 24(3), 285-305. doi: 10.1207/s15327906mbr2403_2
- Kern, M. L., Benson, L., Steinberg, E. A., & Steinberg, L. (2016). The EPOCH measure of adolescent well-being. *Psychological Assessment*, 28(5), 586-597. doi: 10.1037/pas0000201
- Kern, M. L., Zeng, G., Hou, H., & Peng, K. (2019). The Chinese version of the EPOCH measure of adolescent well-being: Testing cross-cultural measurement invariance. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 37(6), 757-769. doi: 10.1177/0734282918789561
- Londoño-Pérez, C., Velasco-Salamanca, M., Alejo-Castañeda, I., Botero-Soto, P., & Joliet-Vanegas, I. (2014). What makes us optimistic?: Psychosocial factors as predictors of dispositional optimism in young people. *Terapia Psicológica*, 32(2), 153-164. doi: 10.4067/S0718-48082014000200008
- Love, J., Selker, R., Marsman, M., Jamil, T., Dropmann, D., Verhagen, J., ... Wagenmakers, E.-J. (2019). JASP: Graphical Statistical Software for Common Statistical Designs. *Journal of Statistical Software*, 88(2), 1-17. doi: 10.18637/jss.v088.i02
- Maddux, J. E. (2017). Subjective well-being and life satisfaction. An introduction to conceptions, theories, and measures. En J. E. Maddux (Ed.). *Subjective Well-Being and Life Satisfaction* (pp. 3-32). doi: 10.4324/9781351231879
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi: 10.1093/biomet/57.3.519
- Maurer, M. M., Daukantaitė, D., & Hoff, E. (2021). Testing the psychometric properties of the Swedish version of the EPOCH measure of adolescent well-being. *PloS One*, 16(10), e0259191. doi: 10.1371/journal.pone.0259191
- Muñiz, J. (2018). *Introducción a la Psicometría. Teoría Clásica y TRI*. Madrid: Ediciones Pirámide.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. Recuperado de <https://www.psicothema.com>
- Ortiz-Correa, P., Proestakis-Maturana, A., & Leiva-Gutiérrez, J. (2020). Adaptación chilena de la Escala de Bienestar Adolescente EPOCH. *Revista Electrónica en Educación y Pedagogía*, 4(7), 54-66. doi: 10.15658/rev.electron.educ.pedagog20.11040705
- Peña, G. (2017). *Estadística Inferencial: Una Introducción para las Ciencias del Comportamiento* (2^{da} ed.). Caracas, Venezuela: ABediciones.
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. doi: 10.1016/j.dr.2016.06.004
- Ramada-Rodilla, J. M., Serra-Pujadas, C., & Delclós-Clanchet, G. L. (2013). Adaptación cultural y validación de cuestionarios de salud: Revisión y recomendaciones metodológicas. *Salud Pública de México*, 55(1), 57-66. Recuperado de <https://saludpublica.mx>
- Richaud de Minzi, M. C. (2008). Nuevas tendencias en psicometría. *Revista Evaluar*, 8(1), 1-19. doi: 10.35670/1667-4545.v8.n1.501
- Rose, T., Joe, S., Williams, A., Harris, R., Betz, G., & Stewart-Brown, S. (2017). Measuring mental well-being among adolescents: A systematic review of instruments. *Journal of Child and Family Studies*, 26(9), 2349-2362. doi: 10.1007/s10826-017-0754-0
- Seligman, M. E. P. (2016). *Floreecer: La Nueva Psicología Positiva y la Búsqueda del Bienestar*. Ciudad de Mé-

xico: Océano.

- Seligman, M. E. P. (2019). Positive psychology: A personal history. *Annual Review of Clinical Psychology*, 15(1), 1-23. doi: [10.1146/annurev-clinpsy-050718-095653](https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-050718-095653)
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5-14. doi: [10.1037/0003-066X.55.1.5](https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.5)
- Taheri, A., Pourshahriari, M., Abdollahi, A., & Hosseinian, S. (2022). Psychometric assessment of the Persian translation of the EPOCH measure among adolescent girls. *Current Psychology* 41, 4961-4970. doi: [10.1007/s12144-020-01013-7](https://doi.org/10.1007/s12144-020-01013-7)
- Universidad Católica Andrés Bello (2002). *Contribuciones a la Deontología de la Investigación en Psicología*. Caracas, Venezuela: Escuela de Psicología UCAB.
- VandenBos, G. R. (2015). *APA Dictionary of Psychology* (2^{da} ed.). EE. UU.: American Psychological Association. doi: [10.1037/14646-000](https://doi.org/10.1037/14646-000)
- Zelenski, J. M. (2019). *Positive Psychology: The Science of Well-being*. Londres, Reino Unido: Sage.
- Zeng, G., & Kern, M. L. (2019). The Chinese EPOCH measure of adolescent wellbeing: Further testing of the psychometrics of the measure. *Frontiers in Psychology*, 10, 1457. doi: [10.3389/fpsyg.2019.01457](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01457)
- Zhang, K., Wu, S., Xu, Y., Cao, W., Goetz, T., & Parks-Stamm, E. J. (2021). Adaptability promotes student engagement under COVID-19: The multiple mediating effects of academic emotion. *Frontiers in Psychology*, 11. doi: [10.3389/fpsyg.2020.633265](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.633265)
-

Fear of Covid-19 Scale in Chilean University Students: Psychometric Properties and Measurement Invariance

Escala de Miedo al Covid-19 en Estudiantes Universitarios Chilenos: Propiedades psicométricas e invarianza de medida

Jonathan Martínez-Líbano ¹, Javier Torres-Vallejos ¹, Hugo Simkin ²,
Juan Carlos Oyanedel ¹, Alicia Silva ³, María Mercedes Yeomans * ³

¹ - Facultad de Educación y Ciencias Sociales, Universidad Andrés Bello, Chile.

² - Universidad de Buenos Aires / Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Buenos Aires, Argentina.

³ - Facultad de Educación, Universidad de Las Américas, Chile.

Introduction
Materials & Methods
Results
Discussion
References
Annex

Recibido: 05/11/2022 Revisado: 07/11/2022 Aceptado: 08/11/2022

Abstract

The latest events in the lives of university students in Chile have been very stressful quarantines, online classes, and fear of contagion. It is imperative to have a solid instrument to measure the fear of Covid. This research aims to estimate the psychometric properties of the 'Fear of Covid-19 Scale (FCV-19S)' in a sample of 562 Chilean university students and to confirm its factorial structure. Confirmatory factorial analyses were performed and model parameters were estimated using the diagonally weighted least squares (DWLS) method. The assessment of FCV-19S had satisfactory values ($\omega = .94$; $\alpha = .93$). The results showed that the two-correlated factor model best fit the data CFI = .993, TLI = .989, RMSEA = .053, SRMR = .049. These findings suggest that FCV-19S has the proper psychometric properties for its application to Chilean university students.

Keywords: *fear of Covid-19, reliability, validity, FCV-19S, university students*

Resumen

Los últimos acontecimientos relacionados con el Covid-19 han sido muy estresantes en la vida de los universitarios chilenos. A partir de lo anterior, es imperativo contar con un instrumento sólido para medir el miedo al Covid. Esta investigación tiene como objetivo estimar las propiedades psicométricas de la Escala de Miedo al Covid-19 (FCV-19S) en una muestra de 562 estudiantes universitarios chilenos y confirmar su estructura factorial. Se realizó un análisis factorial confirmatorio y se estimaron los parámetros del modelo utilizando el método de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (DWLS). La evaluación de FCV-19S tuvo valores satisfactorios ($\omega = .94$; $\alpha = .93$). Los resultados mostraron que el modelo de dos factores correlacionados se ajusta mejor a los datos CFI = .993, TLI = .989, RMSEA = .053, SRMR = .049. Estos hallazgos sugieren que la FCV-19S tiene las propiedades psicométricas adecuadas para su aplicación en estudiantes universitarios chilenos.

Palabras clave: *miedo al Covid-19, fiabilidad, validez, FCV-19S, estudiantes universitarios*

*Correspondence to: María Mercedes Yeomans, Siete Norte 1348, Viña del Mar, Chile. Teléfono: (+56) 32 2524100. E-mail: maria.yeomans@edu.udla.cl

How to cite: Martínez-Líbano, J., Torres-Vallejos, J., Simkin, H., Oyanedel, J. C., Silva, A., & Yeomans, M. M. (2022). Fear of Covid-19 Scale in Chilean University Students: Psychometric properties and measurement invariance. *Revista Evaluar*, 22(3), 48-65. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Fiorella Garabano, Gloria Nieve, Eugenia Barrionuevo, Déborah Figueroa, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Alicia Molinari, Ricardo Hernández, Jorge Bruera.

Introduction

In December 2019, 27 patients were diagnosed with pneumonia of unknown etiologic and associated with exposure to seafood, fish, or raw animal meat in Wuhan, China. On January 7th, 2020, a new coronavirus variant was isolated in these patients (SARS-CoV-2); the illness caused by this virus was identified as Covid-19 (Ramos, 2020). In the early stages of the pandemic, due to the lack of research on the topic, it was concluded that this coronavirus would only affect the respiratory system. However, as the number of infected patients rose, it was noted that cardiovascular diseases also played an essential role in the development and prognosis of the infection (Figueroa-Triana, Salas-Márquez, Cabrera-Silva, Alvarado-Castro, & Buitrago-Sandoval, 2020). Covid-19 is an illness that has heavily impacted everyday life. It has reached high mortality rates and political, social, psychological, educational and economic consequences (Martínez-Líbano, 2020; Martínez-Líbano, Yeomans, González-Campusano, & Campos-Flores, 2021; Martínez-Líbano & Yeomans-Cabrera, 2021a; Martínez-Líbano & Yeomans-Cabrera, 2021b; Yeomans-Cabrera & Silva-Fuentes, 2022; Yeomans, Martínez-Líbano, & Silva, 2021; Yeomans-Cabrera & Silva-Fuentes, 2020). The pandemic interrupted normal activities for most of the world population due to social distancing policies and lockdowns (Tasnim, Islam, Sujan, Sikder, & Potenza, 2020), and it became an epidemic affecting all aspects of human lives (Nguyen & Le, 2021). Essentially, Covid-19 is characterized by three traumatic components: first, the associated fear of the present and future infections; second, its economic impact on the general population; and third, the interruption of daily routines and isolation (Kira et al., 2021). Therefore, confinement during the pandemic

caused a radical change in lifestyles for most people, including social distancing from friends and families and a lack of activities unrelated to work (Corvo & de Caro, 2020). Despite the earthquake caused to the health system by Covid-19, the pandemic's interpersonal, financial, and social consequences have had a long and lasting effect on the population's mental health (Madigan, Racine, Cooke, & Korczak, 2021) in the long and the short run (Park et al., 2021).

Currently, extensive empirical evidence concerning the impact of Covid-19 on the population's mental health has been published (Gruber et al., 2021). Even more, research concerning the psychological effects of Covid-19 has identified high levels of anxiety, depression, and trouble sleeping in the general population (Huang & Zhao, 2020). Higher familiar and occupational stress levels and anxiety are associated with potential contagion and eventual illness (Asmundson et al., 2020), adding to financial instability. Besides, the fear of losing a stable job, primary resources, support, and interpersonal connections implies a possible separation or loss of loved ones (Gruber et al., 2021).

Likewise, research points to anxiety and depression as the main psychiatric symptoms of Covid-19, adding that one out of five patients diagnosed with the virus has presented unstable mental health (Taquet, Luciano, Geddes, & Harrison, 2021). This pandemic has decreased the quality of life and impacted on the mental health of people all over the world (Kaparounaki et al., 2020; Martínez-Líbano & Yeomans-Cabrera, 2021a; Martínez-Líbano & Yeomans-Cabrera, 2021b; Yeomans-Cabrera & Silva-Fuentes, 2022; Yeomans-Cabrera & Silva-Fuentes, 2020). Many parents have experienced an increasing overload of tasks and higher stress as family-life routines have been disturbed (van Tilburg et al., 2020). The quality of partner relationships has also been

affected (Martínez-Libano & Yeomans-Cabrera, 2021a; Mousavi, 2020), as well as the generalized sense of happiness and social interactions (Ren, Stavrova, & Loh, 2022).

Furthermore, research indicates that fear of contagion can also increase the severity of Covid-19 infections, making patients more vulnerable to psychological problems such as distress and anxiety (Leal-Filho et al., 2021). Recent scientific publications suggest this fear may also be associated with worries about the fear of infection by asymptomatic carriers and transmission by physical contact (Shigemura, Ursano, Morganstein, Kurosawa, & Benedek, 2020). Despite the commonality of experiencing fear of infectious diseases, the high rates of morbidity and mortality of Covid-19 highlight the importance of research on fear of contagion and associated behaviors, especially in vulnerable populations (Brooks et al., 2020) and individuals with mental disorders (Holmes et al., 2020).

Fear is a psychological emotion that not only shapes essential aspects of humans, such as self-sufficiency and coping, but also may define responsible or irresponsible behavior towards infection. These increase the need for measurement, especially among young adults, the elderly and health system workers. Nonetheless, the absence of instruments to assess fear makes it harder to propose proper actions to promote health improvements (Sánchez-Teruel, Robles-Bello, Lara-Cabrera, & Valencia-Naranjo, 2022).

The Scale of Fear of Covid-19

The Scale of Fear of Covid-19 (FCV-19S; Ahorsu, Lin et al., 2022) is a manageable questionnaire that assesses fear out of 7 items (e.g., *I am terrified of this coronavirus*) with a Likert-type format of five possible answers according to the

degree of agreement of participants. According to its authors, the FCV-19S has presented acceptable psychometric properties according to evidence found in literature, which makes them robust, reliable, and valid to assess and measure fear of Covid-19 in the general population: Cronbach alfa of .82 and interclass correlation of .72 (Ahorsu, Imani et al., 2022; Zolotov, Reznik, Bender, & Isralowitz, 2022). FCV-19S was translated and adapted to different languages such as Arabic (Al-Shannaq, Mohammad, & Kadher, 2021; Alyami, Henning, Krägeloh, & Alyami, 2021; Fawzy El-Bardan & Lathabhavan, 2021), Amharic (Elemo, Satici, & Griffiths, 2020), Bangla (Sakib et al., 2022), Chinese (Chang, Hou, Pakpour, Lin, & Griffiths, 2022; Chi et al., 2022), Greek (Nikopoulou et al., 2022; Tsipropoulou et al., 2021), Hebrew (Tzur-Bitan et al., 2020), Hindi (Doshi, Karunakar, Sukhabogi, Prasanna, & Mahajan, 2021), Indonesian (Nazari, Safitri, Usak, Arabmarkadeh, & Griffiths, 2021), Italian (Soraci et al., 2022), Japanese (Masuyama, Shinkawa, & Kubo, 2022; Wakashima et al., 2020), Malay (Pang et al., 2022), Norwegian (Iversen et al., 2022), Persian (Dadfar, Mahoghegh, & Eslami, 2021), Portuguese (Cavalheiro & Sticca, 2022; de Medeiros et al., 2021; Giordani, Zanoni da Silva, Muhl, & Giolo, 2022; Magano, Vidal, e Sousa, Dinis, & Leite, 2021), Romanian (Stănculescu, 2022), and Spanish (Broche-Pérez, Fernández-Fleites, Jimenez-Puig, Fernández-Castillo, & Rodríguez-Martin, 2022; Cassiani-Miranda, Tirado-Otálvaro, & Campo-Arias, 2022; Caycho-Rodríguez et al., 2022; Furman, Griffiths, Pakpour, & Simkin, 2020; García-Reyna et al., 2022; Huarcaya-Victoria, Villareal-Zegarra, Podestà, & Luna-Cuadros, 2022; Martínez-Lorca, Martínez-Lorca, Criado-Álvarez, Armesilla, & Latorre, 2020; Mercado-Lara, Campo-Arias, & Monterrosa-Castro, 2022; Moreta-Herrera et al., 2022; Piqueras et al., 2021) Turkish (Haktanir,

Seki, & Dilmaç, 2022; Satici, Gocet-Tekin, Deniz, & Satici, 2021).

In 2022, a series of articles were published where the structure of the FCV-19S scale is not clear. Some authors maintain the unifactorial structure of the original authors (Ahorsu et al., 2020). These validations have taken place in Canada for the French-speaking population (Attieh et al., 2022), Romania (Stănculescu, 2022), Brazil (Cavalheiro & Sticca, 2022), Pakistan (Mahmood, Jafree, & Qureshi, 2022), Arabia (Murad, Al-Dassean, Al-Neweiri, Murad, & Murad, 2022), Turkey (Haktanir et al., 2022) and Palestine (Mahamid, Bdier, & Berte, 2022). Other authors confirm its unifactorial structure, eliminating items (Cassiani-Miranda et al., 2022; Mercado-Lara et al., 2022). Likewise, there is a series of recent publications that stipulate two factors as the structure of FCV-19S, such as Japan (Masuyama et al., 2022); China (Chi et al., 2022; Yang et al., 2022); Hungary (Balázs, Mitev, & Brodzsky, 2022); Norway (Iversen et al., 2022) and in Latin America, Ecuador (Moreta-Herrera et al., 2022); Argentina (Caycho-Rodríguez et al., 2022; Furman, Griffiths, Pakpour, & Simkin, 2022) and Peru (Huarcaya-Victoria, 2020).

Therefore, the structure of the FCV-19S continues to be discussed. This study is intended to contribute to a better understanding of the structure of the respective scale.

Covid-19 in Chile

Regarding Covid-19, the issue that affected most of the Chilean population compared to other countries was unemployment. According to the Chilean Central Bank, the rate of monthly economic activity between June 2019 and June 2020 decreased by 12.4%. The unemployed population increased by 42.9%: the highest in the 2010-2020

decade. In addition, the number of deaths and infected patients significantly rose from July 7th, 2020, to February 4th, 2021. The infected population has increased by 144%, reaching a total of 740,237 people, while the number of deaths increased by 185%, meaning 18,731 losses (Cerda & García, 2022). Yet, no research regarding the relevance of fear in the Chilean population has been published.

Chilean society experienced a social outburst on October 18, 2019, when the population expressed discontent with the country's political, economic, and social systems (Fry, 2020). This generated a high emotional charge, resulting in fear, anxiety, and even disconnection from reality (Toloza & Figueroa, 2022). It is in this scenario that university students play a relevant role in this discontent (Amador-Baquiro & Muñoz-González, 2021). Before the arrival of the pandemic in our country, Chilean university students were significantly affected, since their usual activities were cut short by the quarantines (Mac-Ginty, Jiménez-Molina, & Martínez, 2021) and by the imposition of online classes (Zambrano, Bravo, Maluenda-Albornoz, & Infante-Villagrán, 2021). The above can affect the mental health of university students, understanding that they are a population that is particularly sensitive to psychological problems (Ganson et al., 2022; Mori, 2000), so Covid-19 can be a disease very stressful for the mental health of university students (Wood et al., 2022). In Chile, the prevalence of depressive and anxious symptoms among young people is high compared to other countries (Araya, Montero-Marin, Barroilhet, Fritsch, & Montgomery, 2013).

Although a systematic review of mental health problems in the general population due to Covid-19 has been carried out (Xiong et al., 2020), there are still no instruments to help determine the fear of Covid-19 in the Chilean university population.

Materials and Methods

Participants

The sample consisted of 562 university students from the Chilean higher education system. The participants' average age was 29.41 (SD = 7.1; range: 18-60), 82.4% were female, 17.3% were male and 0.4% were non-binary. Regarding the academic progress of the students, 20.1% were in their first year, 21.7% were in their second year, 22.6% were in their third year, 18.1% were in their fourth year, 8.7% were in their fifth year and 8.7% were in the process of graduating.

Measures and instruments

The Fear of Covid-19 Scale. FCV-19S (Ahorsu, Lin et al., 2022) is a self-administered questionnaire that assesses fear of Covid-19 through 7 items with a Likert-type format and five response anchors according to the degree of agreement of the participants. The FCV-19S has presented acceptable psychometric properties reported in the literature (Ahorsu, Lin et al., 2022; Furman et al., 2020). Its adaptation to Spanish (see appendix) was elaborated following the methodological standards recommended by the International Test Commission (ITC; Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013).

The abbreviated Chilean version of the Depression, Anxiety and Stress Scales. DASS-21 (Lovibond & Lovibond, 1995) was translated and adapted in Chile by Román et al., who also validated its psychometric properties (Román-Mella, Vinet, & Alarcón-Munoz, 2014; Román, Santibáñez, & Vinet, 2016). The DASS-21 has 21 items, with four response alternatives in Likert format, ranging from 0 to 3. The questionnaire asks the respondent to indicate to what extent

the sentence describes what happened or felt to them during the last week. This instrument is a self-report scale, brief, and easy to administer and answer.

Procedure

To adapt and validate FCV-19S, firstly, a back-translation of the original technique was carried out (Ahorsu, Lin et al., 2022), from which the psychological meaning of each statement was maintained. The questionnaire was designed on the Google Forms platform and was administered through Facebook and Instagram between November and December 2021. Participation was voluntary, and none of the participants received financial compensation for collaborating with the study.

Data analyses

Psychometric properties of the FCV-19S were assessed with reliability and validity analyses. Before conducting these analyses, the item scores were summarized by mean, standard deviation, skewness, and kurtosis to verify deviation from a normal distribution. A polychronic correlation matrix was generated to explore the initial factorial structure due to the ordinal measure of the variables (Ekström, 2011). Then we analysed the corrected item correlation and Cronbach's alpha if an item was removed. Later, we explored construct validity using confirmatory factor analysis testing two different models: single-factor and two-correlated factor models. Model parameters were estimated using the diagonally weighted least squares (DWLS) method since we included ordinal observed variables in both models. The goodness of fit was estimated,

including chi-square (χ^2), comparative fit index (CFI), root mean square error of approximation (RMSEA), and standardized root mean square residual (SRMR). A CFI $\geq .95$ and RMSEA and SRMR $\leq .05$ are considered a very good fit (Batista-Foguet & Coenders-Gallart, 2012; Hu & Bentler, 1999). We looked at differences in fit indexes to compare competing models and used the likelihood ratio test with chi-square (Satorra & Bentler, 2010). Subsequently, the scale's reliability was evaluated based on the internal consistency analysis, considering McDonald's omega coefficient (Deng & Chan, 2017). Considering the model that best fits the data, measurement invariance was tested between participants' gender at four levels: (a) configural, same items load onto the same latent variables; (b) metric, factor loading constrained; (c) scalar, factor loadings, intercepts, and factor mean constrained; (d) strict, factor loadings, intercepts, factor mean, and residual variances are constrained (Meredith, 1993). To provide evidence for invariance, a non-significant change in χ^2 was expected (Millsap, 2012; Millsap & Olivera-Aguilar, 2014) or a change in the CFI ($\Delta\text{CFI} < .010$) (Chen, Giannakouros, & Yang, 2007; Cheung & Rensvold, 2002; Millsap, 2012; Millsap & Olivera-Aguilar, 2014), supplemented by $\Delta\text{RMSEA} < .015$ (Putnick & Bornstein, 2016).

Finally, a concurrent validation was carried out between the FCV-19S and the depression, anxiety, and stress subscales of the DASS-21.

For the data analysis of FCV-19S, R version 4.2.1, and RStudio version 2022.07.1 Build 554 (RStudio, 2009-2022) were used. A confirmatory factor analysis was performed in general using Lavaan (Rosseel, 2012) and semTools (Jorgensen, Pornprasertmanit, Schoemann, & Rosseel, 2022) packages.

The present study was developed under the authorization of the Ethics Committee of the Faculty of Education and Social Sciences of the

Universidad Andrés Bello, under registration number 90660/2020.

Results

Descriptive statistics and polychoric correlations of the Chilean version of FCV-19S are summarized in Table 1. The skewness and kurtosis values ranged between -2 and +2 in all items.

FCV-19S reliability levels were adequate, and McDonald's omega reached satisfactory values ($\omega = .94$) as well as the ordinal alpha ($\alpha = .93$). (Table 2).

The results of the CFA to verify the internal structure of the FCV-19S are presented in Table 3. The indices showed that the two-correlated factor model best fit the data (CFI = .999, TLI = .989, RMSEA = .053, SRMR = .049) compared to the single-factor model (CFI = .981, TLI = .972, RMSEA = .084, SRMR = .076).

Also, the difference between the single-factor and two-correlated factors model was significant, $\chi^2 = 72.726$, $df = 1$, $p \leq .001$). Finally, we observed that modification indices for the single-factor model suggested that different items of each factor should be correlated (e.g., Item 1 with Item 4, Item 6 with Item 7, etc.).

Considering the above mentioned reasons, we chose the last model for this sample, considering two factors consisting of an emotional ($\omega = .83$) and physiological ($\omega = .86$) response, as reported by other authors (Balázs et al., 2022; Iversen et al., 2022; Masuyama et al., 2022; Yang et al., 2022). Items 1, 2, 4, and 5 correspond to the emotional response factor, and items 3, 6, and 7 correspond to the physiological response factor.

The measurement invariance of the two-correlated factors model was tested between different participants' gender. Table 4 presents the fit indices and model comparisons. The fit for the

Table 1
Descriptive statistics and Polychoric correlations for the FCV-19S.

Items	Descriptive statistics				Polychoric correlations							
	M	SD	Skewness	Kurtosis	1	2	3	4	5	6	7	
Item1	3.04	1.25	-0.17	-0.94	–							
Item2	2.79	1.26	0.03	-1.07	.65	–						
Item3	1.75	.93	1.14	0.72	.49	.67	–					
Item4	2.89	1.41	0.02	-1.31	.70	.50	.55	–				
Item5	2.52	1.29	0.34	-1.05	.61	.64	.72	.69	–			
Item6	1.79	1.02	1.20	0.72	.46	.54	.76	.55	.67	–		
Item7	1.99	1.15	0.98	0.00	.52	.54	.76	.61	.73	.83	–	

Table 2
Item analysis for the FCV-19S.

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Item 1	13.74	31.19	.64	.87
Item 2	14.00	31.18	.64	.87
Item 3	15.03	33.27	.70	.86
Item 4	13.89	29.61	.66	.87
Item 5	14.26	29.37	.76	.85
Item 6	15.00	32.86	.67	.87
Item 7	14.78	31.11	.71	.86

Table 3
Model comparisons of the FCV-19S based on confirmatory analyses.

	χ^2	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Single-factor model	69.73*** (14)	.98	.97	.08 [.07, .11]	.07
Two-correlated factors model	33.23** (13)	.99	.99	.05 [.03, .08]	.05

Note. *** $p < .001$. ** $p < .01$.

configural model was appropriate: $\chi^2 = 174.735$, $df = 26$, $p > .001$; CFI = .932; RMSEA = .143, meaning that items loaded on the same factors in both groups. When factor loadings are constrained to be equal across groups, the model also showed a good fit: $\chi^2 = 179.932$, $df = 31$, $p < .001$, CFI = .932, RMSEA = .131. According to the threshold described in the data analysis section, CFI change

is lower than .01, assuming the metric invariance of the model, even RMSEA change is in the threshold. Scalar invariance was assessed by constraining factor loadings and intercepts to be equal across groups ($\chi^2 = 185.017$, $df = 36$, $p < .001$, CFI = .932, RMSEA = .122). χ^2 difference testing was non-significant ($p > .05$), and the change in CFI and RMSEA are in the expected threshold, so the

Table 4

Female/male measurement invariance test for the two-factor model for FCV-19S.

		SBχ^2 (<i>df</i>)	CFI	RMSEA	SRMR	Model comparison	Δ CFI	Δ RMSEA	<i>p</i> (χ^2)
1	Configural	174.735*** (26)	.932	.143	.048				
2	Metric	179.932*** (31)	.932	.131	.052	2 vs. 1	0	-.012	> .05
3	Scalar	185.017*** (36)	.932	.122	.052	3 vs. 2	0	-.009	> .05
4	Strict	215.406*** (43)	.922	.120	.054	4 vs. 3	-.010	-.002	< .001

Note. *** $p < .001$.**Table 5**

Correlations between the FCV-19S two factors and depression, anxiety, and stress subscales of the DASS-21.

		DASS-21		
		Depression	Anxiety	Stress
	Total	.22***	.34***	.30***
FCV-19S	Emotional response	.19***	.31***	.29***
	Physiological response	.20***	.31***	.26***

Note. *** $p < .001$.

scalar invariance for the two-factor model can be assumed. Finally, we added the constraint of the residual variances to be equal across groups ($\chi^2 = 215.406$, $df = 43$, $p < .001$, CFI = .922, RMSEA = .120), indicating that this level is not met since CFI change is greater than the threshold and χ^2 difference testing was significant ($p < .001$).

To test the current validity of the FCV-19S, correlations were tested between the full scale with its dimensions and the dimensions of DASS-21. We found that all correlations were positive and statistically significant. This instrument has presented adequate psychometric properties for the current study ($\chi^2 = 588.359$, $df = 186$, $p < .000$, CFI = .930, TLI = .921, RMSEA = .062, SRMR = .044). McDonald's omega for each dimension was also high (depression = .89, anxiety = .91, stress = .91).

Discussion

The present study offered the Chilean context a linguistically adapted version of the Covid-19 Fear Scale (FCV-19S). The analyses have shown adequate values for the technique regarding its internal consistency. McDonald's omega reached satisfactory values ($\omega = .94$), as did the ordinal alpha ($\alpha = .93$). Considering that a new translation of the scale was made, it is encouraging that these indicators are in line with those obtained in previous regional validations in the same language (Caycho-Rodríguez et al., 2022; Furman et al., 2020; García-Reyna et al., 2022). Equally acceptable values are also observed in the international context. According to these authors, it can be inferred that the measurements of the different versions of the FCV-19S are inherently stable and equally acceptable in the international context.

Likewise, correlational analysis with the Abbreviated Chilean version of the Depression, Anxiety, and Stress Scales (DASS-21) has yielded positive associations, allowing us to link a greater fear of Covid-19 with depression, anxiety, and stress, thus corroborating the validity of the instrument concerning other variables. It is worth mentioning that the study of both constructs has been previously addressed in various research studies (Kumar & Nayar, 2021; Menzies & Menzies, 2020; Pradhan, Biswasroy, Kumar-Naik, Ghosh, & Rath, 2020).

The indices showed that the two-correlated factor model (emotional and physiological) best fit the data (CFI = .993, TLI = .989, RMSEA = .053, SRMR = .049). The physiological response factor did not have a predictor. However, the emotional response was a positive predictor of anxiety ($\beta = .207, p < .05$) and stress ($\beta = .269, p < .01$), while depression was not related. Covid-19 severely impacts university students' mental health, which may explain how fear of Covid generates anxiety and stress in students. In a recently published systematic review, it was possible to determine that the prevalence of anxiety in this population is close to 41% (Liyanaage et al., 2022), and it is one of the most commonly reported mental health disorders by university students, which may significantly affect academic performance by increasing the feeling of inefficiency (American College Health Association, 2019). Lockdown, social isolation, and disruption of daily life during Covid-19 have affected students' lives and have predisposed them to stress, potentially creating a new public health crisis (Calina et al., 2021). Anxiety and stress factors in university students are associated with fear of infection, inadequate supplies, boredom, stigmatization, difficult financial situation and expectations, and academic worries (Nadareishvili et al., 2022). It is, therefore, essential to have validated instruments for the

correct measurement of fear of Covid in Chilean students and to continue studying this phenomenon in this and other populations suffering the psychological, emotional, and social consequences of this pandemic.

Limitations

Most of the sample were female university students which might affect the results due to their gender characteristics. Analyzing the results by gender is suggested since there is evidence that it is a variable in people's emotions regarding Covid-19 (Yeomans-Cabrera et al., 2021). In addition to measuring, this research was conducted with college students; hence, these findings cannot be generalized to the whole Chilean population.

Conclusions

The Fear of Covid-19 Scale (FCV-19S) has good psychometric properties to be applied to Chilean university students. The assessment of FCV-19S had satisfactory values $\omega = .94$ and $\alpha = .93$. The results showed that the two-correlated factor model (emotional & physiological) best fit the data CFI = .993, TLI = .989, RMSEA = .053, SRMR = .049. Simultaneous regression analyses were conducted to examine the emotional and physiological response to the fear of Covid-19 as predictors of each DASS21 dimension. The physiological response factor did not have a predictor. However, the emotional response was a positive predictor of anxiety ($\beta = .207, p < .05$) and stress ($\beta = .269, p < .01$), while depression was not related. Covid-19 severely impacts university students' mental health, which may explain how fear of Covid generates anxiety and stress in students. From these results, we can conclude that the Fear

of Covid-19 Scale (FCV-19S) is an excellent measurement instrument for this Chilean population. Its use can be relevant in helping higher education institutions prevent possible serious pathologies in future professionals.

Supplementary Materials: The following supporting information can be downloaded at: <https://drive.google.com/drive/folders/1fey1fsYzYvGd-dPUY44fp7AIdUkGhWwft?usp=sharing>

Author Contributions: Conceptualization, J.M., and M.Y.; methodology, J.M., and J.T.; software, J.M., J.T., H.S., and J.O.; validation, J.M., J.T., and H.S.; formal analysis, J.M., J.T., M.Y.; investigation, J.M., and M.Y.; resources, J.M., and M.Y.; data curation, J.M., J.T.; writing—original draft preparation, J.M., A.S., and M.Y.; writing—review and editing, M.Y.; visualization, M.Y.; supervision, M.Y.; project administration, J.M.; funding acquisition, J.M., and M.Y.. All authors have read and agreed to the published version of the manuscript.

Funding: This research received no external funding.

Institutional Review Board Statement: The study was conducted in accordance with the Declaration of Helsinki and approved by the Institutional Ethics Committee of the Faculty of Education and Social Sciences of the Universidad Andrés Bello, under registration number 90660/2020.

Informed Consent Statement: Informed consent was obtained from all subjects involved in the study.

Data Availability Statement: Data supporting reported results can be found at

<https://drive.google.com/file/d/14Mz-kFYzGV40UNdZMSxnPhIhhTGpgEtD/view?usp=sharing>

Conflicts of Interest: The authors declare no conflict of interest.

References

- Ahorsu, D. K., Imani, V., Lin, C.- Y., Timpka, T., Broström, A., Updegraff, J. A., ... & Pakpour, A. H. (2022). Associations between fear of COVID-19, mental health, and preventive behaviours across pregnant women and husbands: An actor-partner interdependence modelling. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(1), 68-82. doi: [10.1007/s11469-020-00340-x](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00340-x)
- Ahorsu, D. K., Lin, C.- Y., Imani, V., Saffari, M., Griffiths, M. D., & Pakpour, A. H. (2020). The Fear of Covid-19 Scale: Development and initial validation. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(3), 1537-1545. doi: [10.1007/s11469-020-00270-8](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00270-8)
- Al-Shannaq, Y., Mohammad, A. A., & Khader, Y. (2021). Psychometric properties of the Arabic version of the Fear of Covid-19 Scale (FCV-19S) among Jordanian adults. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(5), 3205-3218. doi: [10.1007/s11469-021-00574-3](https://doi.org/10.1007/s11469-021-00574-3)
- Alyami, M., Henning, M., Krägeloh, C. U., & Alyami, H. (2021). Psychometric evaluation of the Arabic version of the Fear of Covid-19 Scale. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 19(6), 2219-2232. doi: [10.1007/s11469-020-00316-x](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00316-x)
- Amador-Baquiro, J. C., & Muñoz-González, G. (2021). Del interactivismo al estallido social: Acción juvenil colectiva y conectiva (2011 y 2019). *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 19(1), 1-28. doi: [10.11600/rllcsnj.19.1.4588](https://doi.org/10.11600/rllcsnj.19.1.4588)
- American College Health Association. (2019). National

- College Health Assessment: Spring 2019 reference group data report. *American College Health Association*. Retrieved from <https://www.acha.org>
- Araya, R., Montero-Marin, J., Barroilhet, S., Fritsch, R., & Montgomery, A. (2013). Detecting depression among adolescents in Santiago, Chile: Sex differences. *BMC Psychiatry*, *13*(1), Article number 122. doi: [10.1186/1471-244X-13-122](https://doi.org/10.1186/1471-244X-13-122)
- Asmundson, G. J. G., Paluszek, M. M., Landry, C. A., Rachor, G. S., McKay, D., & Taylor, S. (2020). Do pre-existing anxiety-related and mood disorders differentially impact Covid-19 stress responses and coping? *Journal of Anxiety Disorders*, *74*. doi: [10.1016/j.janxdis.2020.102271](https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2020.102271)
- Attieh, R., Koffi, K., Touré, M., Parr-Labbé, É., Pakpour, A. H., & Poder, T. G. (2022). Validation of the Canadian French version of the Fear of Covid-19 Scale in the general population of Quebec. *Brain and Behavior*, *12*(5). doi: [10.1002/brb3.2550](https://doi.org/10.1002/brb3.2550)
- Balázs, P. G., Mitev, A., & Brodzsky, V. (2022). Parallel exploratory and confirmatory factor analysis of the Hungarian Fear of Covid-19 Scale in a large general population sample: A psychometric and dimensionality evaluation. *BMC Public Health*, *22*(1), Article number 1438. doi: [10.1186/s12889-022-13789-3](https://doi.org/10.1186/s12889-022-13789-3)
- Batista-Foguet, J. M., & Coenders-Gallart, G. (2012). *Modelos de Ecuaciones Estructurales* (Vol. 6). Madrid, España: La Muralla.
- Broche-Pérez, Y., Fernández-Fleites, Z., Jiménez-Puig, E., Fernández-Castillo, E., & Rodríguez-Martin, B. C. (2022). Gender and fear of Covid-19 in a Cuban population sample. *International Journal of Mental Health and Addiction*, *20*(1), 83-91. doi: [10.1007/s11469-020-00343-8](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00343-8)
- Brooks, S. K., Webster, R. K., Smith, L. E., Woodland, L., Wessely, S., Greenberg, N., & Rubin, G. J. (2020). The psychological impact of quarantine and how to reduce it: Rapid review of the evidence. *The Lancet*, *395*(10227), 912-920. doi: [10.1016/S0140-6736\(20\)30460-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30460-8)
- Calina, D., Hartung, T., Mardare, I., Mitroi, M., Poulas, K., Tsatsakis, A., ... & Docea, A. O. (2021). Covid-19 pandemic and alcohol consumption: Impacts and interconnections. *Toxicology Reports*, *8*, 529-535. doi: [10.1016/j.toxrep.2021.03.005](https://doi.org/10.1016/j.toxrep.2021.03.005)
- Cassiani-Miranda, C. A., Tirado-Otálvaro, A. F., & Campo-Arias, A. (2022). Adaptation and psychometric evaluation of the Fear of Covid-19 Scale in the general Colombian population. *Death Studies*, *46*(3), 595-602. doi: [10.1080/07481187.2021.1874572](https://doi.org/10.1080/07481187.2021.1874572)
- Cavalheiro, F. R. S., & Sticca, M. G. (2022). Adaptation and validation of the Brazilian version of the Fear of Covid-19 Scale. *International Journal of Mental Health and Addiction*, *20*(2), 921-929. doi: [10.1007/s11469-020-00415-9](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00415-9)
- Caycho-Rodríguez, T., Vilca, L. W., Cervigni, M., Gallegos, M., Martino, P., Portillo, N., ... & Burgos-Videla, C. (2022). Fear of Covid-19 Scale: Validity, reliability and factorial invariance in Argentina's general population. *Death Studies*, *46*(3), 543-552. doi: [10.1080/07481187.2020.1836071](https://doi.org/10.1080/07481187.2020.1836071)
- Cerda, A. A., & García, L. Y. (2022). Factors explaining the fear of being infected with Covid-19. *Health Expectations*, *25*(2), 506-512. doi: [10.1111/hex.13274](https://doi.org/10.1111/hex.13274)
- Chang, K.-C., Hou, W.-L., Pakpour, A. H., Lin, C.-Y., & Griffiths, M. D. (2022). Psychometric testing of three Covid-19-related scales among people with mental illness. *International Journal of Mental Health and Addiction*, *20*(1), 324-336. doi: [10.1007/s11469-020-00361-6](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00361-6)
- Chen, L., Giannakouros, P., & Yang, Y. (2007). Model combining in factorial data analysis. *Journal of Statistical Planning and Inference*, *137*(9), 2920-2934. doi: [10.1016/j.jspi.2006.10.005](https://doi.org/10.1016/j.jspi.2006.10.005)
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*(2), 233-255. doi: [10.1207/S15328007SEM0902_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Chi, X., Chen, S., Chen, Y., Chen, D., Yu, Q., Guo, T., & Zou, L. (2022). Psychometric evaluation of the Fear of Covid-19 Scale among Chinese population. *International Journal of Mental Health*

- and *Addiction*, 20(2), 1273-1288. doi: [10.1007/s11469-020-00441-7](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00441-7)
- Corvo, E., & de Caro, W. (2020). Covid-19 and spontaneous singing to decrease loneliness, improve cohesion, and mental well-being: An Italian experience. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 12(S1), S247-S248. doi: [10.1037/tra0000838](https://doi.org/10.1037/tra0000838)
- Dadfar, M., Mahoghegh, F., & Eslami, M. (2021). The Fear of Covid-19 Scale (FCV-19S): A study of Iranian university students. *Mankind Quarterly*, 61(3), 707-722. doi: [10.46469/MQ.2021.61.3.19](https://doi.org/10.46469/MQ.2021.61.3.19)
- De Medeiros, E. D., Reis, L. M., Guimarães, C. L. C., da Silva, P. G. N., Monteiro, R. P., Coelho, G. L. de H., ... & de França, L. L. A. (2021). Psychometric properties of the Brazilian version of the Fear of Covid-19 Scale (FCV-19S). *Current Psychology*. doi: [10.1007/s12144-021-01476-2](https://doi.org/10.1007/s12144-021-01476-2)
- Deng, L., & Chan, W. (2017). Testing the difference between reliability coefficients alpha and omega. *Educational and Psychological Measurement*, 77(2), 185-203. doi: [10.1177/0013164416658325](https://doi.org/10.1177/0013164416658325)
- Doshi, D., Karunakar, P., Sukhabogi, J. R., Prasanna, J. S., & Mahajan, S. V. (2021). Assessing coronavirus fear in Indian population using the Fear of Covid-19 Scale. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 19(6), 2383-2391. doi: [10.1007/s11469-020-00332-x](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00332-x)
- Ekström, J. (2011). *A Generalized Definition of the Polychoric Correlation Coefficient*. UCLA. Department of Statistics Papers. Retrieved from <https://escholarship.org>
- Elemo, A. S., Satici, S. A., & Griffiths, M. D. (2020). The Fear of Covid-19 Scale: Psychometric properties of the Ethiopian Amharic version. *International Journal of Mental Health and Addiction*. doi: [10.1007/s11469-020-00448-0](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00448-0)
- Fawzy El-Bardan, M., & Lathabhavan, R. (2021). Fear of Covid-19 Scale: Psychometric properties, reliability and validity in Egyptian population. *Diabetes and Metabolic Syndrome: Clinical Research and Reviews*, 15(4). doi: [10.1016/j.dsx.2021.05.026](https://doi.org/10.1016/j.dsx.2021.05.026)
- Figueroa-Triana, J. F., Salas-Márquez, D. A., Cabrera-Silva, J. S., Alvarado-Castro, C. C., & Buitrago-Sandoval, A. F. (2020). Covid-19 y enfermedad cardiovascular [Covid-19 and cardiovascular disease]. *Revista Colombiana de Cardiología*, 27(3), 166-174. doi: [10.1016/j.rccar.2020.04.004](https://doi.org/10.1016/j.rccar.2020.04.004)
- Fry, M. (2020). Los movimientos sociales latinoamericanos. Teorías críticas y debates sobre la formación [Latin American social movements. Critical theories and debates about training]. *Revista de Ciencias Sociales*, 33(47), 13-30. doi: [10.26489/rvs.v33i47.1](https://doi.org/10.26489/rvs.v33i47.1)
- Furman, H., Griffiths, M. D., Pakpour, A. H., & Simkin, H. (2020). Evidencias de validez de la Escala de Miedo al Covid-19 (FCV-19S) en el contexto argentino [Evidence of validity of the Fear of Covid-19 Scale (FCV-19S) in the Argentinian context]. *PSocial*, 6(2), 99-110. Retrieved from <https://publicaciones.sociales.uba.ar>
- Furman, H., Griffiths, M. D., Pakpour, A. H., & Simkin, H. (2022). Argentinian version of the Fear of Covid-19 Scale (FCV-19S): A review of possible structural models and its relationship with fear of death. *Revista Evaluar*, 22(2), 1-13. Retrieved from <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Ganson, K. T., Mitchison, D., Rodgers, R. F., Cunningham, M. L., Murray, S. B., & Nagata, J. M. (2022). Compulsive exercise among college students: 5-year time trends in prevalence and demographic, substance use, and mental health correlates. *Eating and Weight Disorders - Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 27(2), 717-728. doi: [10.1007/s40519-021-01210-8](https://doi.org/10.1007/s40519-021-01210-8)
- García-Reyna, B., Castillo-García, G. D., Barbosa-Camacho, F. J., Cervantes-Cardona, G. A., Cervantes-Pérez, E., Torres-Mendoza, B. M., ... & Cervantes-Guevara, G. (2022). Fear of Covid-19 Scale for hospital staff in regional hospitals in Mexico: A brief report. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(2), 895-906. doi: [10.1007/s11469-020-00413-x](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00413-x)

- Giordani, R. C. F., Zanoni da Silva, M., Muhl, C., & Giolo, S. R. (2022). Fear of Covid-19 scale: Assessing fear of the coronavirus pandemic in Brazil. *Journal of Health Psychology*, 27(4), 901-912. doi: [10.1177/1359105320982035](https://doi.org/10.1177/1359105320982035)
- Gruber, J., Prinstein, M. J., Clark, L. A., Rottenberg, J., Abramowitz, J. S., Albano, A. M., ... & Weinstock, L. M. (2021). Mental health and clinical psychological science in the time of Covid-19: Challenges, opportunities, and a call to action. *American Psychologist*, 76(3), 409-426. doi: [10.1037/amp0000707](https://doi.org/10.1037/amp0000707)
- Haktanir, A., Seki, T., & Dilmaç, B. (2022). Adaptation and evaluation of Turkish version of the Fear of Covid-19 Scale. *Death Studies*, 46(3), 719-727. doi: [10.1080/07481187.2020.1773026](https://doi.org/10.1080/07481187.2020.1773026)
- Holmes, E. A., O'Connor, R. C., Perry, V. H., Tracey, I., Wessely, S., Arseneault, L., ... & Bullmore, E. (2020). Multidisciplinary research priorities for the Covid-19 pandemic: A call for action for mental health science. *The Lancet Psychiatry* 7(6), 547-560. doi: [10.1016/S2215-0366\(20\)30168-1](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(20)30168-1)
- Hu, L.-T., & 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](https://doi.org/10.1080/10705519909540118)
- Huang, Y., & Zhao, N. (2020). Generalized anxiety disorder, depressive symptoms and sleep quality during Covid-19 outbreak in China: A web-based cross-sectional survey. *Psychiatry Research*, 288. doi: [10.1016/j.psychres.2020.112954](https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112954)
- Huarcaya-Victoria, J. (2020). Consideraciones sobre la salud mental en la pandemia de Covid-19 [Mental health considerations about the Covid-19 pandemic]. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 37(2), 327-334. doi: [10.17843/rpmesp.2020.372.5419](https://doi.org/10.17843/rpmesp.2020.372.5419)
- Huarcaya-Victoria, J., Villarreal-Zegarra, D., Podestà, A., & Luna-Cuadros, M. A. (2022). Psychometric properties of a Spanish version of the Fear of Covid-19 Scale in general population of Lima, Peru. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(1), 249-262. doi: [10.1007/s11469-020-00354-5](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00354-5)
- Iversen, M. M., Norekvål, T. M., Oterhals, K., Fadnes, L. T., Mæland, S., Pakpour, A. H., & Breivik, K. (2022). Psychometric properties of the Norwegian version of the Fear of Covid-19 Scale. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(3), 1446-1464. doi: [10.1007/s11469-020-00454-2](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00454-2)
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2022). semTools: Useful tools for structural equation modeling. R package version 0.5-6. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kaparounaki, C. K., Patsali, M. E., Mousa, D. P. V., Papadopoulou, E. V. K., Papadopoulou, K. K. K., & Fountoulakis, K. N. (2020). University students' mental health amidst the Covid-19 quarantine in Greece. *Psychiatry Research*, 290. doi: [10.1016/j.psychres.2020.113111](https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113111)
- Kira, I. A., Shuwiekh, H. A. M., Alhuwailah, A., Ashby, J. S., Sous Fahmy Sous, M., Baali, S. B. A., ... & Jamil, H. J. (2021). The effects of Covid-19 and collective identity trauma (intersectional discrimination) on social status and well-being. *Traumatology*, 27(1), 29-39. doi: [10.1037/trm0000289](https://doi.org/10.1037/trm0000289)
- Kumar, A., & Nayar, K. R. (2021). Covid 19 and its mental health consequences. *Journal of Mental Health*, 30(1), 1-2. doi: [10.1080/09638237.2020.1757052](https://doi.org/10.1080/09638237.2020.1757052)
- Leal-Filho, W., Azul, A. M., Brandli, L., Lange-Salvia, A., Özuyar, P. G., & Wall, T. (Eds.). (2021). Corona Virus Disease. In *Encyclopedia of the UN Sustainable Development Goals* (pp. 128-128). Springer, Cham. doi: [10.1007/978-3-319-95714-2_300044](https://doi.org/10.1007/978-3-319-95714-2_300044)
- Liyanage, S., Saqib, K., Khan, A. F., Thobani, T. R., Tang, W.-C., Chiarot, C. B., ... & Butt, Z. A. (2022). Prevalence of anxiety in university students during the Covid-19 pandemic: A systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(1). doi: [10.3390/ijerph19010062](https://doi.org/10.3390/ijerph19010062)
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison

- of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety inventories. *Behavior Research and Therapy*, 33(3), 335-343. doi: [10.1016/0005-7967\(94\)00075-U](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-U)
- Mac-Ginty, S., Jiménez-Molina, Á., & Martínez, V. (2021). Impacto de la pandemia por Covid-19 en la salud mental de estudiantes universitarios en Chile [Impact of the Covid-19 pandemic on the mental health of university students in Chile]. *Revista Chilena de Psiquiatría y Neurología de la Infancia y de la Adolescencia*, 32(1), 23-37. Retrieved from <https://www.sopnia.com/revistas>
- Madigan, S., Racine, N., Cooke, J. E., & Korczak, D. J. (2021). Covid-19 and telemental health: Benefits, challenges, and future directions. *Canadian Psychology / Psychologie Canadienne*, 62(1), 5-11. doi: [10.1037/cap0000259](https://doi.org/10.1037/cap0000259)
- Magano, J., Vidal, D. G., e Sousa, H. F. P., Dinis, M. A. P., & Leite, Á. (2021). Validation and psychometric properties of the Portuguese version of the Coronavirus Anxiety Scale (CAS) and Fear of Covid-19 Scale (FCV-19S) and associations with travel, tourism and hospitality. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(2), 427. doi: [10.3390/ijerph18020427](https://doi.org/10.3390/ijerph18020427)
- Mahamid, F., Bdier, D., & Berte, D. (2022). Psychometric properties of the Fear of Covid-19 Scale (FCV-19S) in a Palestinian context. *Journal of Muslim Mental Health*, 16(1), 45-58. doi: [10.3998/JMMH.400](https://doi.org/10.3998/JMMH.400)
- Mahmood, Q. K., Jafree, S. R., & Qureshi, W. A. (2022). The psychometric validation of FCV-19S in Urdu and socio-demographic association with fear in the people of the Khyber Pakhtunkhwa (KPK) province in Pakistan. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(1), 426-436. doi: [10.1007/s11469-020-00371-4](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00371-4)
- Martínez-Líbano, J. (2020). Salud mental en estudiantes chilenos durante confinamiento por Covid-19: Revisión bibliográfica [Mental health in Chilean students during confinement by Covid-19: Literature review]. *Revista Educación Las Américas*, 10(2), 265-276. doi: [10.35811/rea.v10i2.126](https://doi.org/10.35811/rea.v10i2.126)
- Martínez-Líbano, J., & Yeomans-Cabrera, M. M. (2021a). Couples Satisfaction during the Covid-19 pandemic: A systematic review. *Psychology and Education*, 58(5), 1848-1860. Retrieved from www.psychologyandeducation.net
- Martínez-Líbano, J., & Yeomans-Cabrera, M. M. (2021b). Suicidal ideation and suicidal thoughts in university students during the Covid-19 pandemic: A systematic review. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 30(2), 390-405. Retrieved from <https://www.revista-clinicapsicologica.com>
- Martínez-Líbano, J., Yeomans, M. M., González-Campusano, N., & Campos-Flores, E. (2021). Emotional exhaustion and mental health in a sample of Chilean social science students during the Covid-19 pandemic. *PSOCIAL. Revista de Investigación en Psicología Social*, 7(2), 69-81. <https://publicaciones.sociales.uba.ar/index.php/psicologiasocial/issue/archive>
- Martínez-Lorca, M., Martínez-Lorca, A., Criado-Álvarez, J. J., Armesilla, M. D. C., & Latorre, J. M. (2020). The Fear of Covid-19 Scale: Validation in Spanish university students. *Psychiatry Research*, 293. doi: [10.1016/j.psychres.2020.113350](https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113350)
- Masuyama, A., Shinkawa, H., & Kubo, T. (2022). Validation and psychometric properties of the Japanese version of the Fear of Covid-19 Scale among adolescents. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(1), 387-397. doi: [10.1007/s11469-020-00368-z](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00368-z)
- Menzies, R. E., & Menzies, R. G. (2020). Death anxiety in the time of Covid-19: Theoretical explanations and clinical implications. *The Cognitive Behaviour Therapist*, 13. doi: [10.1017/S1754470X20000215](https://doi.org/10.1017/S1754470X20000215)
- Mercado-Lara, M. F., Campo-Arias, A., & Monterrosa-Castro, Á. (2022). Validity and reliability of the Spanish version of Fear of Covid-19 Scale in Colombian physicians. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(2), 1122-1129. doi: [10.1007/s11469-020-00430-w](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00430-w)
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor anal-

- ysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525-543. doi: [10.1007/BF02294825](https://doi.org/10.1007/BF02294825)
- Millsap, R. (2012). *Statistical Approaches to Measurement Invariance*. Nueva York, NY: Routledge.
- Millsap, R. E., & Olivera-Aguilar, M. (2014). Investigating measurement invariance using confirmatory factor analysis. In R. I. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 380-392). Nueva York, NY: Guilford.
- Moreta-Herrera, R., López-Calle, C., Caycho-Rodríguez, T., Cabezas-Guerra, C., Gallegos, M., Cervigni, M., ... & Calandra, M. (2022). Is it possible to find a bi-factor structure in the Fear of Covid-19 Scale (FCV-19S)? Psychometric evidence in an Ecuadorian sample. *Death Studies*, 46(9), 2226-2236. doi: [10.1080/07481187.2021.1914240](https://doi.org/10.1080/07481187.2021.1914240)
- Mori, S. C. (2000). Addressing the mental health concerns of international students. *Journal of Counseling & Development*, 78(2), 137-144. doi: [10.1002/j.1556-6676.2000.tb02571.x](https://doi.org/10.1002/j.1556-6676.2000.tb02571.x)
- Mousavi, S. F. (2020). Psychological well-being, marital satisfaction, and parental burnout in Iranian parents: The effect of home quarantine during Covid-19 outbreaks. *Frontiers in Psychology*, 11. doi: [10.3389/fpsyg.2020.553880](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.553880)
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). International Test Commission Guidelines for test translation and adaptation: Second edition. *Psicothema*, 25(2), 151-157. doi: [10.7334/psicothema2013.24](https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24)
- Murad, O., Al-Dassean, K. A., Al Neweiri, A. M., Murad, H. O., & Murad, B. O. (2022). The Arabic version of the Fear of Covid-19 Scale: Psychometric properties and relationship to future anxiety in Jordanians. *Cogent Psychology*, 9(1). doi: [10.1080/23311908.2022.2064730](https://doi.org/10.1080/23311908.2022.2064730)
- Nadareishvili, I., Syunyakov, T., Smirnova, D., Sinauridze, A., Tskitishvili, A., Tskitishvili, A., ... & Fountoulakis, K. N. (2022). University students' mental health amidst the Covid-19 pandemic in Georgia. *International Journal of Social Psychiatry*, 68(5), 1036-1046. doi: [10.1177/00207640221099420](https://doi.org/10.1177/00207640221099420)
- Nazari, N., Safitri, S., Usak, M., Arabmarkadeh, A., & Griffiths, M. D. (2021). Psychometric validation of the Indonesian version of the Fear of Covid-19 Scale: Personality traits predict the Fear of Covid-19. *International Journal of Mental Health and Addiction*. doi: [10.1007/s11469-021-00593-0](https://doi.org/10.1007/s11469-021-00593-0)
- Nguyen, T. M., & Le, G. N. H. (2021). The influence of Covid-19 stress on psychological well-being among Vietnamese adults: The role of self-compassion and gratitude. *Traumatology*, 27(1), 86-97. doi: [10.1037/trm0000295](https://doi.org/10.1037/trm0000295)
- Nikopoulou, V. A., Holeva, V., Parlapani, E., Karamouzi, P., Voitsidis, P., Porfyri, G. N., ... & Diakogiannis, I. (2022). Mental health screening for Covid-19: A proposed cutoff score for the Greek version of the Fear of Covid-19 Scale (FCV-19S). *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(2), 907-920. doi: [10.1007/s11469-020-00414-w](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00414-w)
- Pang, N. T. P., Kamu, A., Hambali, N. L. B., Mun, H. C., Kassim, M. A., Mohamed, N. H., ... & Jeffree, M. S. (2022). Malay version of the Fear of Covid-19 Scale: Validity and reliability. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(1), 263-272. doi: [10.1007/s11469-020-00355-4](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00355-4)
- Park, C. L., Finkelstein-Fox, L., Russell, B. S., Fendrich, M., Hutchison, M., & Becker, J. (2021). Americans' distress early in the Covid-19 pandemic: Protective resources and coping strategies. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 13(4), 422-431. doi: [10.1037/tra0000931](https://doi.org/10.1037/tra0000931)
- Piqueras, J. A., Gomez-Gomez, M., Marzo, J. C., Gomez-Mir, P., Falco, R., Valenzuela, B., & PSICORECURSOS COVID-19 study group (2021). Validation of the Spanish version of Fear of Covid-19 Scale: Its association with acute stress and coping. *International Journal of Mental Health and Addiction*. doi: [10.1007/s11469-021-00615-x](https://doi.org/10.1007/s11469-021-00615-x)
- Pradhan, D., Biswasroy, P., Kumar-Naik, P., Ghosh, G., & Rath, G. (2020). A review of current interventions for Covid-19 prevention. *Archives of Medical Research*,

- 51(5), 363-374. doi: [10.1016/j.arcmed.2020.04.020](https://doi.org/10.1016/j.arcmed.2020.04.020)
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. doi: [10.1016/j.dr.2016.06.004](https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004)
- Ramos, C. (2020). Covid-19: La nueva enfermedad causada por un coronavirus. [Covid-19: The new pathology caused by a coronavirus]. *Salud Pública de México*, 62(2), 225-227. doi: [10.21149/11276](https://doi.org/10.21149/11276)
- Ren, D., Stavrova, O., & Loh, W. W. (2022). Nonlinear effect of social interaction quantity on psychological well-being: Diminishing returns or inverted U? *Journal of Personality and Social Psychology*, 122(6), 1056-1074. doi: [10.1037/pspi0000373](https://doi.org/10.1037/pspi0000373)
- Román, F., Santibáñez, P., & Vinet, E. (2016). Uso de las escalas de Depresión Ansiedad Estrés (DASS-21) como instrumento de tamizaje en jóvenes con problemas clínicos. [Use of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21) as screening tests in clinical youngsters.] *SCIPEDIA, Acta de Investigación Psicológica*, 6, 2325-2336. Retrieved from <https://www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica>
- Román-Mella, F., Vinet, E. V., & Alarcón-Muñoz, A. M. (2014). Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21): Adaptación y propiedades psicométricas en estudiantes secundarios de Temuco. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 23(2), 179-190. Retrieved from <https://www.revistaclinicapsicologica.com>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi: [10.18637/jss.v048.i02](https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02)
- RStudio Team (2022). RStudio: Integrated development for R. RStudio, PBC, Boston. Retrieved from <http://www.rstudio.com/>
- Sakib, N., Bhuiyan, A. K. M. I., Hossain, S., Al-Mamun, F., Hosen, I., Abdullah, A. H., ... & Mamun, M. A. (2022). Psychometric validation of the Bangla Fear of Covid-19 Scale: Confirmatory factor analysis and rasch analysis. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(5), 2623-2634. doi: [10.1007/s11469-020-00289-x](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00289-x)
- Sánchez-Teruel, D., Robles-Bello, M. A., Lara-Cabrera, M., & Valencia-Naranjo, N. (2022). Gender implications of the Fear of Covid-19 Scale in the Spanish population: A validation study. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 14(2), 258-265. doi: [10.1037/tra0001062](https://doi.org/10.1037/tra0001062)
- Satici, B., Gocet-Tekin, E., Deniz, M. E., & Satici, S. A. (2021). Adaptation of the Fear of Covid-19 Scale: Its association with psychological distress and life satisfaction in Turkey. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 19(6), 1980-1988. doi: [10.1007/s11469-020-00294-0](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00294-0)
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2010). Ensuring positiveness of the scaled difference Chi-square test statistic. *Psychometrika*, 75(2), 243-248. doi: [10.1007/s11336-009-9135-y](https://doi.org/10.1007/s11336-009-9135-y)
- Shigemura, J., Ursano, R. J., Morganstein, J. C., Kurosawa, M., & Benedek, D. M. (2020). Public responses to the novel 2019 coronavirus (2019-nCoV) in Japan: Mental health consequences and target populations. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 74(4), 281-282. doi: [10.1111/pcn.12988](https://doi.org/10.1111/pcn.12988)
- Soraci, P., Ferrari, A., Abbiati, F. A., del Fante, E., de Pace, R., Urso, A., & Griffiths, M. D. (2022). Validation and psychometric evaluation of the Italian version of the Fear of Covid-19 Scale. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(4), 1913-1922. doi: [10.1007/s11469-020-00277-1](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00277-1)
- Stănculescu, E. (2022). Fear of Covid-19 in Romania: Validation of the Romanian version of the Fear of Covid-19 Scale using graded response model analysis. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20(2), 1094-1109. doi: [10.1007/s11469-020-00428-4](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00428-4)
- Taquet, M., Luciano, S., Geddes, J. R., & Harrison, P. J. (2021). Bidirectional associations between Covid-19 and psychiatric disorder: Retrospective cohort studies of 62354 Covid-19 cases in the USA. *The Lancet Psychiatry*, 8(2), 130-140. doi: [10.1016/](https://doi.org/10.1016/)

S2215-0366(20)30462-4

- Tasnim, R., Islam, S., Sujan, S. H., Sikder, T., & Potenza, M. N. (2020). Suicidal ideation among Bangladeshi university students early during the Covid-19 pandemic: Prevalence estimates and correlates. *Children and Youth Services Review*, *119*. doi: [10.1016/j.chidyouth.2020.105703](https://doi.org/10.1016/j.chidyouth.2020.105703)
- Tolozá, Y. P. P., & Figueroa, A. E. J. (2022). Impacto de la pandemia: Clima laboral, mobbing y burnout en funcionarios públicos chilenos [Impact of the pandemic: Work environment, mobbing and burnout in Chilean public officials]. *RAN-Revista Academia & Negocios*, *8*(2), 247-260. doi: [10.29393/RAN8-19IPYA20019](https://doi.org/10.29393/RAN8-19IPYA20019)
- Tsipropoulou, V., Nikopoulou, V. A., Holeva, V., Nasika, Z., Diakogiannis, I., Sakka, S., ... & Parlapani, E. (2021). Psychometric properties of the Greek version of FCV-19S. *International Journal of Mental Health and Addiction*, *19*(6), 2279-2288. doi: [10.1007/s11469-020-00319-8](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00319-8)
- Tzur-Bitan, D., Grossman-Giron, A., Bloch, Y., Mayer, Y., Shiffman, N., & Mendlovic, S. (2020). Fear of Covid-19 Scale: Psychometric characteristics, reliability and validity in the Israeli population. *Psychiatry Research*, *289*. doi: [10.1016/j.psychres.2020.113100](https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113100)
- Van Tilburg, M. A. L., Edlynn, E., Maddaloni, M., van Kempen, K., de Ferris, M. D.-G., & Thomas, J. (2020). High levels of stress due to the SARS-Cov-2 pandemic among parents of children with and without chronic conditions across the usa. *Children*, *7*(10), 193. doi: [10.3390/children7100193](https://doi.org/10.3390/children7100193)
- Wakashima, K., Asai, K., Kobayashi, D., Koiwa, K., Kamoshida, S., & Sakuraba, M. (2020). The Japanese version of the Fear of Covid-19 Scale: Reliability, validity, and relation to coping behavior. *PLoS ONE*, *15*(11), e0241958. doi: [10.1371/journal.pone.0241958](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0241958)
- Wood, C. I., Yu, Z., Sealy, D.-A., Moss, I., Zigbuo-Wenzler, E., McFadden, C., ... & Brace, A. M. (2022). Mental health impacts of the Covid-19 pandemic on college students. *Journal of American College Health*, 1-6. doi: [10.1080/07448481.2022.2040515](https://doi.org/10.1080/07448481.2022.2040515)
- Xiong, J., Lipsitz, O., Nasri, F., Lui, L. M. W., Gill, H., Phan, L., ... & McIntyre, R. S. (2020). Impact of Covid-19 pandemic on mental health in the general population: A systematic review. *Journal of Affective Disorders*, *277*, 55-64. doi: [10.1016/j.jad.2020.08.001](https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.08.001)
- Yang, W., Li, P., Huang, Y., Yang, X., Mu, W., Jing, W., ... & Zhang, X. (2022). Cross-cultural adaptation and validation of the Fear of Covid-19 Scale for Chinese university students: A cross-sectional study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *19*(14). doi: [10.3390/ijerph19148624](https://doi.org/10.3390/ijerph19148624)
- Yeomans-Cabrera, M. M., Martínez-Líbano, J., & Silva, A. (2021). Emotional exhaustion in Chilean higher education students during the pandemic: Analysis by gender. *Psychology and Education*. Retrieved from <https://www.researchgate.net>
- Yeomans-Cabrera, M. M., & Silva-Fuentes, A. (2020). Pedagogical and psychosocial implications of quarantine by Covid-19 on Chilean students. *Revista Educación Las Américas*, *10*(1). doi: [10.35811/rea.v10i0.78](https://doi.org/10.35811/rea.v10i0.78)
- Yeomans-Cabrera, M. M., & Silva-Fuentes, A. (2022). Non-cost proposal to reduce educational-technological inequity during confinement in Chile. *Revista de Estudios y Experiencias en Educación*, *21*(45), 70-86. doi: [10.21703/0718-5162.v21.n45.2022.004](https://doi.org/10.21703/0718-5162.v21.n45.2022.004)
- Zambrano, C., Bravo, I., Maluenda-Albornoz, J., & Infante-Villagrán, V. A. (2021). Planificación y uso del tiempo académico asincrónico de estudiantes universitarios en condiciones de pandemia [Planning and use of asynchronous academic time by university students during the pandemic]. *Formación Universitaria*, *14*(4), 113-122. doi: [10.4067/S0718-50062021000400113](https://doi.org/10.4067/S0718-50062021000400113)
- Zolotov, Y., Reznik, A., Bender, S., & Isralowitz, R. (2022). Covid-19 Fear, mental health, and substance use among Israeli university students. *International Journal of Mental Health and Addiction*, *20*(1), 230-236. doi: [10.1007/s11469-020-00351-8](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00351-8)

Annex**Annex 1**

Ítems Escala del Miedo al Coronavirus	Totalmente en Desacuerdo	En Desacuerdo	Ni de Acuerdo ni en Desacuerdo	De Acuerdo	Muy de Acuerdo
Siento un gran temor al Coronavirus.					
Me incomoda pensar en el Coronavirus.					
Siento que me sudan las manos cuando pienso en el Coronavirus.					
Tengo miedo de morir a causa del Coronavirus.					
Me pongo nervioso o ansioso cuando veo nuevas historias o noticias sobre el Coronavirus en las redes sociales.					
No puedo dormir porque me preocupa tener Coronavirus.					
Mi corazón se acelera cuando pienso en contraer Coronavirus.					

Construcción de la Breve Escala sobre la Estigmatización hacia el VIH en la población general de Buenos Aires

Construction of the Brief Scale on HIV Stigmatization in the General Population of Buenos Aires

Lucas Cuenya *^{1, 2}, Nancy Lugo², María Florencia Contigiani¹, Jorge Mario Sánchez-López¹, Leila Castro¹, Pablo Radusky^{3, 4}, Sebastián Gabini^{1, 2}

Introducción
Metodología
Resultados
Discusión
Conclusión
Referencias

1 - Grupo de Investigación en Salud Sexual y Reproductiva (GISSER), Centro de Altos Estudios en Ciencias Sociales (CAECS), Universidad Abierta Interamericana, Facultad de Psicología y Relaciones Humanas, Argentina.

2 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina.

3 - Dirección de Investigaciones, Fundación Huésped, Buenos Aires, Argentina.

4 - Universidad de Buenos Aires, Argentina.

Recibido: 03/10/2022 Revisado: 18/10/2022 Aceptado: 20/10/2022

Resumen

La estigmatización ha acompañado la pandemia del VIH desde sus orígenes, lo cual ha tenido consecuencias negativas en la salud de las personas con VIH y ha desalentado el testeo regular en la población general. Cualquier diseño, monitoreo y readecuación de políticas dirigidas a reducir la estigmatización hacia el VIH requiere contar con instrumentos rigurosos para su medición. El objetivo del trabajo fue construir y validar una Breve Escala sobre Estigmatización hacia el VIH (BESE-VIH) en una muestra representativa de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA), respetando sus particularidades lingüísticas. Se encuestó en la vía pública a 400 participantes de entre 18 y 60 años en un diseño muestral por cuotas y se logró la representatividad de género, edad, nivel educativo y nivel socioeconómico. La BESE-VIH quedó compuesta por nueve reactivos y mostró muy buenos niveles de confiabilidad y evidencias de validez interna y externa adecuadas, por lo que la escala resulta un instrumento prometedor.

Palabras clave: VIH, estigma, escala, CABA, análisis factorial

Abstract

Stigmatization has accompanied the HIV pandemic since its origins, having negative consequences on the health of people with HIV and discouraging regular testing in the general population. Any design, monitoring, and readjustment of policies aimed at reducing stigmatization towards HIV require having rigorous instruments for its measurement. The objective of this study was to build and validate a Brief Scale on HIV Stigmatization (BESE-HIV) in a representative sample of the Autonomous City of Buenos Aires (CABA), taking into account its linguistic particularities. Four hundred (n = 400) participants between 18 and 60 years old were surveyed on public roads in a quota design to achieve representativeness of gender, age, level of education, and socioeconomic level. The BESE-HIV was made up of nine items and showed very good levels of reliability and evidence of adequate internal and external validity, which indicates it is a promising instrument.

Keywords: HIV, stigma, scale, CABA, factorial analysis

*Correspondencia a: Dr. Lucas Cuenya. Universidad Abierta Interamericana, Av. Montes de Oca 745, CP 1287, AAH, Buenos Aires, Argentina. Tel: (+54) - 11-66422299. E-mail: lucascuenya@gmail.com

Cómo citar este artículo: Cuenya, L., Lugo, N., Contigiani, M. F., Sánchez-López, J. M., Castro, L., Radusky, P., & Gabini, S. (2022). Construcción de la Breve Escala sobre la Estigmatización del VIH en la población general de Buenos Aires. *Revista Evaluar*, 22(3), 66-86. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Débora Camponetti, Vanesa Toledo, Rita Hoyos, Stefano Macri, Juan Cruz Balverdi, Mónica Serppe, Alicia Molinari, Ricardo Hernández

Introducción

Desde hace más de 40 años la humanidad convive con lo que en 1986 adoptaría el nombre de *virus de inmunodeficiencia humana* (VIH). Sin cura ni vacuna a la fecha, se estima que existen 37.9 millones (32.7 - 44 millones) de personas con VIH, y que más de 34 millones de personas han muerto a causa del sida (UNAIDS, 2019). Según datos del Ministerio de Salud (2020), se estima que en Argentina existen 136 mil personas viviendo con VIH (PVV), de las cuales un 17% desconoce su diagnóstico. El conteo de nuevos diagnósticos anuales se mantiene en aproximadamente 4800 y la transmisión por relaciones sexuales sin protección es la vía más frecuente (98% de los casos). La aparición del TARGA (Tratamiento Antirretroviral de Gran Actividad) en 1996 ha permitido controlar la infección y convertirla en una condición crónica (Green, 2007), lo que mantiene la carga viral indetectable y reduce abruptamente la mortalidad al evitar el progreso a la fase sida (Delgado, 2011). Además, las personas con carga viral indetectable tienen una probabilidad nula de transmisión por vía sexual (Grinsztejn et al., 2014; Rodger et al., 2016; Rodger et al., 2019). Estos hallazgos permitieron acuñar los conceptos de *Indetectable = Intransmisible* (I=I), que constituyen uno de los mejores puentes entre las ciencias biomédicas y conductuales ya que eliminan los sentimientos de miedo y culpa que una persona con VIH podía sentir ante la posibilidad de causar daño a otros, como así también los sentimientos de estigmatización externo y autoimpuesto (Eisinger, Dieffenbach, & Fauci, 2019).

Erving Goffman (1963) ofreció una de las primeras conceptualizaciones del estigma y lo definió como “un atributo que es profundamente desacreditador” (p. 13) y que reduce al individuo de una persona total y corriente a una persona

“contaminada” y devaluada, lo que deteriora su identidad. El modelo de Earnshaw y Chaudoir (2009) propone que el estigma hacia el VIH se manifiesta en tres formas predominantes: *prejuicio* (emociones y sentimientos negativos como repulsión, ira y temor que el no infectado siente hacia las PVV), *estereotipos* (creencias sobre las PVV) y *discriminación* (manifestaciones conductuales de prejuicio contra las PVV). Según Ogden y Nyblade (2005), los pilares sobre los que se sostienen estos mecanismos son dos. El primero, uno informativo-cognitivo, fundamentalmente vinculado a la falta de conocimiento preciso sobre las vías de transmisión y la creencia en la transmisión casual en situaciones que no implican intercambio de fluidos corporales (e.g., compartir toallas, comer juntos, compartir baño). El segundo pilar, valorativo y afectivo, asocia tener VIH a conductas moralmente reprobadas en un contexto cultural y a grupos previamente estigmatizados (e.g., promiscuidad o trabajo sexual). En efecto, uno de los motivos por los que, desde sus comienzos, la infección por VIH fue fácilmente estigmatizable residió en que fuera un atributo potencialmente peligroso, percibido como una amenaza para la salud y asociado culturalmente con el deterioro y la mortalidad (Jones et al., 1984; Kurzban & Leary, 2001). También contribuyó en este sentido que el VIH afectara con mayor prevalencia a grupos previamente estigmatizados: hombres homosexuales, mujeres trans, usuarios de drogas inyectables, trabajadores/as sexuales (Bildler, 2010), y personas en su mayoría de estratos socioeconómicos bajos (Pecheny, 2008).

Estudios locales muestran que, a cuatro décadas de iniciada la epidemia, el estigma relacionado con el VIH aún persiste en nuestro país. Por ejemplo, si bien se halló un predominio de las formas internalizadas y anticipatorias del estigma en personas con VIH, estas implican la experimentación previa de episodios externos y objetivos de

estigma o la percepción de estigma en el entorno (Fundación Huésped, 2012; Radusky, Zalazar, Aristegui, Sued, & Mikulic, 2018). En otro trabajo, el 17% de PVV consignó haber perdido una fuente de empleo por su estado serológico (*Índice de Estigma y Discriminación hacia las Personas con VIH en Argentina 2.0*, 2020). Por otra parte, un estudio de nuestro equipo en una muestra representativa de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) muestra que solo un 26.4% de los participantes consignó haber leído o escuchado sobre I=I, y tan solo el 2% pudo dar cuenta cabal de sus implicancias (Contigiani et al., 2022). Un bajo conocimiento sobre estos avances o sobre las vías de transmisión puede implicar una percepción incrementada y distorsionada de la peligrosidad del VIH, que resulta en una intensificación del miedo y del rechazo hacia las PVV (Ogden & Nyblade, 2005).

La relevancia de medir y estudiar el estigma hacia el VIH reside en que este repercute negativamente en la salud mental de las personas que viven con VIH, como lo evidencia su asociación con indicadores como depresión, riesgo de suicidio o abuso de sustancias psicoactivas (Logie & Gadalla, 2009; Mandell et al., 2019) o escaso bienestar psicológico (Earnshaw, Smith, Chaudoir, Amico, & Copenhagen, 2013). La estigmatización también contribuye a una menor adherencia al tratamiento y retención en la atención del VIH, lo que deriva en un progreso más acelerado de la infección y empeora la salud física (Earnshaw et al., 2013; Sweeney & Venable, 2016). Por otra parte, los mayores niveles de estigmatización hacia el VIH también pueden impactar negativamente en la población general, dado que se asocia a una menor frecuencia de testeo (Kalichman et al., 2005). En consecuencia, se incrementa la probabilidad de diagnósticos tardíos en estadios avanzados de la infección. En este sentido, las consecuencias del estigma también afectan la sa-

lud pública.

A pesar de la importancia de su estudio, no existen instrumentos estandarizados en Argentina con validez y confiabilidad para la medición de la estigmatización hacia el VIH en la población general. El desarrollo de instrumentos para su medición resulta de vital importancia para cumplir con las previsiones de la nueva Ley Nacional de Respuesta Integral al VIH, Hepatitis Virales, Otras Infecciones de Transmisión Sexual (ITS) y Tuberculosis (TBC). La misma establece en el artículo 23 la creación del Observatorio Nacional sobre Estigma y Discriminación por VIH, Hepatitis Virales, Otras ITS y Tuberculosis con el fin de visibilizar, documentar, disuadir y erradicar las vulneraciones a los derechos humanos de las personas afectadas. En este marco, resultará imprescindible contar con herramientas locales válidas de medición para monitorear la estigmatización en la población general. Esto permitirá un diagnóstico comunitario del estado de situación y proveerá indicadores objetivos de la evolución del fenómeno con el fin de diseñar intervenciones públicas para la erradicación del estigma hacia el VIH. Por esto, el objetivo del presente trabajo se centra en la construcción y validación métrica de un instrumento breve para la medición de los niveles de estigmatización hacia el VIH en la población general. Para que el instrumento permita realizar inferencias válidas a escala poblacional, un aspecto crucial del estudio consistió en realizar un diseño muestral de participantes de la CABA que asegure la representatividad de la muestra en aspectos sociodemográficos que pudieran incidir en el nivel de estigmatización relativa al VIH: género, edad, nivel de instrucción formal y estrato socioeconómico (si bien en la encuesta se indagó el género, el diseño muestral fue realizado conforme a la variable sexo, puesto que no se obtuvieron datos censales relativos al género).

Método

Diseño

El presente trabajo es una investigación con un corte temporal transversal y carácter instrumental, dado que tiene por objetivo principal la construcción, validación y análisis psicométrico de un instrumento de medición (Ato, López & Benavente, 2013).

Revisión de la literatura y operacionalización del constructo

Se optó por la definición operacional brindada por el modelo de Earnshaw y Chaudoir (2009) sobre las formas en que se manifiesta la estigmatización hacia el VIH: *prejuicio* (emociones y sentimientos negativos como repulsión, ira y temor hacia las PVV), *estereotipos* (creencias sobre las PVV) y *discriminación* (manifestaciones conductuales de prejuicio contra las PVV). Se redactaron 30 ítems iniciales. Para la formulación de los reactivos se tomaron en cuenta los enunciados de instrumentos ya existentes y con propiedades psicométricas adecuadas sobre la estigmatización hacia el VIH para la población no infectada (*AIDS-Related Stigma Scale* de Kalichman et al., 2005; *Expressed HIV/AIDS-Related Stigma* de Hamra, Ross, Orrs, & D'Agostino, 2006; *HIV/AIDS-Related Stigma* de Genberg et al., 2008; *HIV/AIDS Stigma Scale* de Zelaya et al., 2008). La redacción de los ítems iniciales se realizó de modo tal que fueran congruentes en su contenido con el marco teórico adoptado y respetaran las particularidades de la comunidad lingüística local. Por ejemplo, se mantuvo el acrónimo 'HIV' en lugar de VIH, dado que su versión anglosajona resulta más frecuente en el medio local. Además, se empleó un reactivo que indagó sobre la disposición para compartir un mate (comportamiento

muy habitual en Argentina) con una persona con VIH. Se formuló una cantidad semejante de ítems para cada una de las tres dimensiones teóricas del modelo de la estigmatización del VIH según de Earnshaw y Chaudoir (2009): *prejuicio*, *estereotipo* y *discriminación*. Se redactaron ítems directos e inversos con el fin de evitar la aquiescencia y disminuir el efecto de deseabilidad social sobre las respuestas (Morales, 2006). De este conjunto inicial, se seleccionaron 12 reactivos que todos los integrantes del equipo de investigación consideraron claros gramaticalmente, coherentes con la definición conceptual, pertinentes y que capturaban de forma clara y sencilla los tres componentes teóricamente propuestos por el modelo: *prejuicio*, *estereotipo* y *discriminación*. Se eligió un conjunto reducido de ítems, dado que el diseño muestral requirió recolectar los datos en la vía pública ya que el instrumento debía ser breve (ver *Diseño muestral*). Asimismo, se redactó una consigna general para la encuesta y se propuso una escala de respuesta de 5 opciones: 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 5 (*totalmente de acuerdo*).

Análisis por juicio de expertos

Se evaluó la validez de contenido de los reactivos y en qué grado estos constituyen un muestreo apropiado del dominio conceptual a medir. Para esto, se realizó un juicio de expertos y se convocó a seis especialistas. Todos eran psicólogos/as con experiencia en investigación en distintas áreas de las ciencias del comportamiento. Dos de ellos tenían experiencia en psicometría y uno de ellos era una persona con VIH y tenía experiencia en el trabajo clínico con PVV. Se les envió los 12 reactivos seleccionados previamente con las definiciones conceptuales de las tres dimensiones teóricas de la estigmatización hacia el VIH según el modelo de Earnshaw y Chaudoir (2009):

prejuicio, estereotipo y discriminación. Los jueces debían indicar con una cruz en una planilla a qué dimensión pertenecía cada ítem. Los seis jueces indicaron correctamente la pertenencia de todos los ítems a sus respectivas dimensiones teóricas.

Prueba piloto cualitativa

Se realizó una prueba piloto informal en la que se administraron los 12 reactivos a 20 personas de la CABA de entre 21 y 50 años ($M = 30.45$, $DE = 9.19$) conformada por 12 mujeres y 8 varones. La prueba se realizó cara a cara y se evaluó el tiempo que demandaba completarla, ya que la misma debía poder ser administrada en la vía pública. Se pidió a los/as participantes que realizaran comentarios y sugerencias respecto de los ítems, principalmente con relación a la claridad y simplicidad de los términos utilizados y comprensión general de la consigna. Los/as participantes estimaron la redacción de las frases como claras y sencillas de comprender, por lo que los ítems resultaron cultural y lingüísticamente adecuados al contexto local. Por este motivo, no se realizaron en esta instancia cambios en el contenido de los reactivos. Con relación al tiempo de la toma de datos, la escala se analizó junto con un cuestionario sociodemográfico de 11 ítems y un cuestionario de 25 ítems sobre información acerca del VIH-sida. En todos los casos, la toma de datos conjunta duró menos de 10 minutos, un tiempo adecuado para la posterior recolección de muestras en la vía pública.

Prueba piloto cuantitativa

Población. Se delimitó a la población como las personas residentes de la CABA entre 18 y 60

años inclusive. Se restringió el universo a esta franja etaria para facilitar el muestreo y porque es la franja con mayor incidencia de infecciones de transmisión sexual (ITS; [Ministerio de Salud y Desarrollo Social, 2020](#)). A partir de las proyecciones poblacionales del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos ([INDEC, 2010](#)), se determinó un universo de 1.609.564 individuos, compuesto por 761.173 hombres (47.29%) y 848.391 mujeres (52.71%). Las franjas etarias quedaron comprendidas por 471.817 individuos de entre 18 y 29 años inclusive (29.31%), 638.557 entre 30 y 44 años inclusive (39.67%) y 499.190 entre 45 y 60 años inclusive (31.01%). En cuanto al nivel de instrucción, 353.026 (21.93%) individuos presentaron un nivel de instrucción formal hasta el secundario incompleto, 745.796 individuos (46.33%) entre secundario completo y terciario-universitario incompleto y los 510.745 individuos restantes (31.73%) poseían nivel universitario-terciario completo o posuniversitario. Para aproximar la distribución poblacional al nivel socioeconómico de la población de la CABA, se empleó la metodología propuesta por la Sociedad Argentina de Investigadores de Marketing y Opinión ([SAIMO, 2020](#)), y se utilizaron los datos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del INDEC del primer trimestre del 2020. Según estos datos, la estratificación del nivel socioeconómico de la población de la CABA estaba compuesto por un 16.4% de individuos de nivel socioeconómico ABC1, un 33.8% del nivel C2, un 27.1% del nivel C3, un 19.1% del D1 y un 3.7% del D2E.

Diseño muestral. La muestra estuvo compuesta por 400 personas residentes de la CABA que fueron encuestadas en cuatro etapas de relevamiento, en las que el 47.3% indicó ser de género masculino ($n = 189$), el 51.8% de género femenino ($n = 207$), el 0.5% no binario ($n = 2$) y un 0.5%

otros (una mujer y un hombre que indicaron ser transgénero) ($n = 2$). El rango etario quedó comprendido entre los 18 y 60 años inclusive, con un promedio de 38.29 años ($DE = 11.99$).

Se empleó un diseño muestral cuasi probabilístico por cuotas para lograr una muestra representativa según variables demográficas y de nivel socioeconómico. El tamaño muestral establecido fue de 400 participantes para la realización de estimaciones con un nivel de confianza de 95% y un error de 5 puntos. El objetivo fue establecer una distribución poblacional de la CABA en cuatro variables sociodemográficas que pudiesen afectar el nivel de estigmatización relativa al VIH: género, edad, nivel de instrucción formal y estrato socioeconómico. Se emplearon como referencia de los estimadores poblacionales los datos del último censo 2010 del INDEC y los datos provenientes de la EPH del 2020 de CABA para aproximar la distribución relativa al nivel socioeconómico. Para tal fin, se readecuaron los puntos de toma de datos entre cada cuota muestral para lograr una aproximación a la composición poblacional. Se dividió a la CABA en cuatro sectores geográficos (sur, centro, norte y noroeste) y se eligieron 36 puntos de toma de datos en la vía pública, principalmente parques-plazas y puntos-intersecciones con altos niveles de tránsito. Si bien el muestreo por cuotas fue no probabilístico, permitió asegurar la representatividad de la muestra con relación a una serie de características relevantes para ser controladas sin presentar los costos elevados de un muestreo probabilístico (Alaminos-Chica & Castejón-Costa, 2006).

La primera cuota muestral ($n = 100$) fue realizada entre febrero y marzo de 2020, la segunda cuota muestral ($n = 101$) entre febrero y marzo de 2021, la tercera cuota entre agosto y octubre de 2021 ($n = 93$) y la cuarta entre noviembre de 2021 y enero de 2022 ($n = 106$).

Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico. Construido específicamente para la presente investigación. Consistió en 11 preguntas cerradas. Se indagó el género (masculino, femenino, no binario, otros), la edad, el nivel de instrucción formal y la religión (católica, evangélica, judía, islámica, testigo de Jehová, Iglesia de Jesucristo de los Santos de los Últimos Días, agnóstico/ateo, otra religión). Además, se indagaron variables sociolaborales del encuestado, como la composición del hogar (cantidad de convivientes y tipo de ingreso) y del jefe/a de hogar (nivel de instrucción formal, situación laboral actual, jerarquía laboral y cobertura de salud). Las variables sociolaborales fueron empleadas como variables *proxy* a los fines de determinar el nivel socioeconómico de la persona encuestada (ABC1 = alto y medio alto; C2 = medio-medio; C3 = medio-bajo; D1 = vulnerables; D2E = pobres y marginales) conforme a la codificación empleada por SAIMO. También se indagó si el/la participante conocía a alguna persona con VIH (Cercanía con PVV) y, en caso afirmativo, el grado de cercanía se categorizó con opciones de respuesta que oscilaron entre 1 = *muy baja* y 5 = *muy alta*.

Cuestionario de conocimiento sobre VIH-sida. Construido específicamente para esta investigación, el cuestionario consistió en 25 preguntas de respuesta cerrada (no se exponen los datos relativos a estas variables ya que fueron publicados en Contigiani et al., 2022).

Recolección de datos

La encuesta fue realizada por cinco encuestadores/as de modo presencial en la vía pública, con la colaboración anónima y voluntaria de los

participantes. Luego de que las personas accedieron a participar, se les informó el objetivo de la investigación, el nombre del investigador responsable, las instituciones que enmarcaban el estudio y se enfatizó que la encuesta podía ser interrumpida en cualquier momento y que el tratamiento de los datos sería confidencial, con fines estrictamente investigativos. Luego de obtener el consentimiento informado verbal del participante, comenzaba la toma de datos, con una duración de entre 5 y 10 minutos. Como agradecimiento por la colaboración, los participantes recibieron una caja con tres preservativos y folletos con información sobre el VIH-sida.

Consideraciones éticas

Todos los participantes dieron su consentimiento informado verbal para participar de forma anónima en la encuesta. El diseño fue aprobado por el Comité de Ética para la Investigación Científica y Tecnológica y la Comisión de Bioética de la Universidad Abierta Interamericana (N° 0-1064).

Análisis de datos

Para el análisis estadístico se emplearon los paquetes informáticos SPSS 21, Jamovi y Factor Analysis v. 10.4.01 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017). Se evaluó la curtosis y simetría de los puntajes de los ítems y se consideraron como excelentes los valores entre +1.00 y -1.00 y como adecuados los comprendidos entre +2.00 y -2.00, conforme a lo recomendado por Hair, Black, Babin, Anderson y Tatham (2010). Se empleó la correlación r_s para evaluar el grado de asociación entre reactivos. Para evaluar la capacidad de discriminación de cada reactivo se calculó la correla-

ción item-test (i-t) y se consideraron asociaciones mayores a .40 como indicadoras de muy buena capacidad discriminante, según los lineamientos de Elosua y Egaña (2020).

Para la realización del análisis factorial exploratorio (AFE) se tuvieron en cuenta los estándares actualmente recomendados (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014; Llorent-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014).

Para evaluar la fiabilidad de la escala, se realizó un análisis de consistencia interna mediante el coeficiente *alfa* ordinal. Para determinar si las diferencias halladas en función de las características sociodemográficas eran estadísticamente significativas, se calcularon pruebas de diferencias de medias (*t* de Student) en presencia de dos subgrupos, y análisis de la varianza (ANOVA) con comparaciones múltiples (Tukey) cuando los subgrupos eran tres o más. Se optó por pruebas paramétricas dado que, en todos los casos, el número de sujetos superaba ampliamente el mínimo recomendado de 30 unidades de análisis. Finalmente, se realizaron análisis discriminantes con los grupos que sí mostraron diferencias entre los puntajes promedio de la escala. En todos los análisis se fijó el nivel de significación *alfa* en .05.

Resultados

Composición muestral

En la Tabla 1 se observan las frecuencias absolutas y porcentuales con relación al género, franja etaria, máximo nivel de instrucción formal y nivel socioeconómico. La tercera columna muestra el diferencial entre el porcentaje observado en la muestra y las estimaciones poblacionales en cada categoría de las variables (ver *Población*). En las variables género, franja etaria y máximo nivel de instrucción formal todas las di-

Tabla 1

Distribución de frecuencias absolutas y porcentuales de variables sociodemográficas y diferencial con proporciones poblacionales.

	n	%	% muestral - % poblacional
<i>Género</i>			
Masculino	189	47.3	-0.01
Femenino	207	51.8	-0.91
No binario	2	0.5	* No corresponde
Otro	2	0.5	* No corresponde
<i>Edad</i>			
18 a 29 años	114	28.5	-0.81
30 a 44 años	158	39.5	-0.17
45 a 60 años	128	32	0.99
<i>Máximo nivel de instrucción formal</i>			
Hasta secundario incompleto	72	18	-3.93
Secundario completo / Terciario-Universitario incompleto	195	48.8	2.47
Terciario-Universitario completo / Postuniversitario	133	33.3	1.57
<i>Nivel socioeconómico</i>			
ABC1	98	24.5	8.1
C2	84	21	-12.8
C3	109	27.3	0.2
D1	83	20.8	1.7
D2E	23	5.8	2.1
<i>Conoce PVV</i>			
Sí	148	37	
No	251	62.7	
<i>Religión</i>			
Católico	176	44	
No religioso	145	36.3	
Pentecostal	44	11	
Otras	35	8.5	

Nota. *: No corresponde dado que en los datos censales se registra la variable sexo sin contemplar las categorías de género no binario u otros.

ferencias se encontraron por debajo de los cinco puntos porcentuales, lo cual indica un adecuado nivel de aproximación de la composición muestral a la distribución poblacional. En la variable nivel socioeconómico, se observa una leve sobre-

representación del estrato ABC1 en la muestra (+8.1%) y una subrepresentación del estrato C2 (-12.8%).

Tabla 2

Estadísticos descriptivos, índices de asimetría y curtosis y correlación ítem-total corregida correspondientes a los ítems de la Breve Escala Sobre Estigmatización en VIH (BESE-VIH).

Ítem	Media	DE	Asimetría	Curtosis	r i-total	Alfa si se elimina el ítem
1	1.64	1.02	1.73	2.37	.63	.87
2	3.50	1.34	-0.47	-0.94	.60	.87
3	2.40	1.27	0.55	-0.73	.53	.87
4	3.13	1.36	-0.41	-1.17	.66	.87
5	1.71	1.11	1.75	2.32	.46	.88
6	1.91	1.18	1.17	0.33	.67	.86
7	2.18	1.26	0.80	-0.40	.58	.87
8	2.08	1.24	0.95	-0.18	.66	.87
9	2.24	1.31	0.76	-0.62	.58	.87
10	1.53	0.91	1.98	3.91	.51	.87
11	3.47	1.28	-0.44	-0.81	.41	.88
12	2.32	1.42	0.69	-0.88	.68	.86
Total						.88

Análisis descriptivos de los ítems

La Tabla 2 presenta los estadísticos descriptivos, índices de asimetría y curtosis e índices de discriminación para cada ítem. De los 12 ítems de la BESE-VIH, 7 presentaron valores de asimetría y curtosis entre -1 y +1, y dos exhibieron índices inferiores a 1.60, por lo que fueron evaluados como aceptables. Los tres ítems restantes (ítem 1,

ítem 5 e ítem 10) presentaron valores por fuera de los márgenes recomendados; por lo tanto, se optó por eliminarlos de los análisis posteriores. En lo que respecta a la capacidad discriminativa, todos los ítems mostraron correlaciones positivas y por encima del límite recomendado de .40. Por su parte, el estadístico *alfa* de Cronbach, si se eliminaba el ítem, no mostró variaciones significativas en ninguno de los casos.

Tabla 3

Correlaciones bivariadas r_s entre los ítems.

ÍTEM	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	-	.38**	.29**	.43**	.46**	.57**	.37**	.49**	.46**	.37**	.18**	.50**
2		-	.29**	.72**	.30**	.39**	.26**	.42**	.38**	.25**	.56**	.42**
3			-	.33**	.32**	.40**	.64**	.37**	.28**	.38**	.28**	.40**
4				-	.33**	.47**	.34**	.43**	.41**	.34**	.51**	.44**
5					-	.46**	.32**	.39**	.33**	.39**	.12*	.34**
6						-	.44**	.55**	.48**	.52**	.24**	.56**
7							-	.40**	.32**	.41**	.18**	.44**
8								-	.63**	.39**	.26**	.58**
9									-	.35**	.26**	.51**
10										-	.10*	.46**
11											-	.31**
12												-

Nota. * $p < .05$; ** $p < .001$.

Además, se realizó un diagnóstico de multicolinealidad entre las variables a través de la inspección de la matriz de correlaciones. En la Tabla 3, se observa que todas las correlaciones resultaron positivas y estadísticamente significativas, pero no superaron en ningún caso el umbral (.90) para considerarlas elevadas (Pérez & Medrano, 2010).

Análisis factorial exploratorio (AFE)

La matriz de datos fue considerada factorizable desde el momento en que el test de esfericidad de Bartlett fue significativo ($\chi^2 = 1539.2$; $p < .001$) y el test de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin arrojó un valor de .85.

En primer lugar, se utilizó la regla de Kaiser (1960) a través de la cual se identificaron dos factores cuyos valores propios (*eigenvalues*) fueron mayores que la unidad. Sin embargo, el análisis paralelo optimizado sugirió la retención de una única dimensión, la que explicaba el 54.4% de la varianza del constructo. Sumado a ello, el gráfico de sedimentación también indicó una solución similar. Por lo tanto, y conscientes de que el criterio de autovalores tiende a sobreestimar el número

de factores, se optó por avanzar con una solución unidimensional para los análisis posteriores.

La inspección de las cargas factoriales determinó que ningún ítem poseía una carga menor a .40, de modo que se retuvieron los 9 reactivos. La versión final quedó conformada por seis reactivos de carga directa (ítem 2, 4, 5, 6, 8 y 9) y tres de carga inversa (ítem 1, 3 y 7). Como se observa en la Tabla 4, el análisis de la confiabilidad por consistencia interna calculado a partir del coeficiente *alfa* ordinal alcanzó un valor de .87, que puede considerarse como muy bueno.

Replicabilidad

Para evaluar la fiabilidad de los puntajes obtenidos por los 9 reactivos seleccionados, se compararon los puntajes de las cuatro cuotas muestrales (ver *Diseño Muestral*). No se halló ningún efecto significativo del factor Cuota Muestral ($F_{(3, 395)} = 0.93$, $p = .47$, $\eta^2 = 0.006$). Tanto la falta de significación como el bajo tamaño del efecto expresaron que la medida fue temporalmente estable.

Tabla 4

Matriz de configuración correspondiente a los ítems de la BESE-VIH.

Contenido del ítem	
1. Tendría una relación sexual con una persona con HIV	.71
1. Las personas con HIV han tenido malas costumbres	.60
2. Tendría una relación de pareja con una persona con HIV	.74
3. Evitaría contratar a una persona con HIV	.67
4. Una persona con HIV es promiscua	.62
5. Sentiría rechazo al tener que compartir utensilios con una persona con HIV	.73
6. Compartiría un mate con una persona con HIV	.64
7. Siento miedo de tener relaciones sexuales con una persona con HIV	.51
8. Evitaría que mis hijos/as estén bajo el cuidado de una persona con HIV	.71
Varianza explicada	54.4%
Alfa ordinal	.87

Tabla 5

Índices descriptivos de la BESE-VIH, análisis *t* de Student, de la varianza (ANOVA) y pruebas *post-hoc* Tukey para las variables sociodemográficas.

Variable	Subgrupo	n	M	DE	t/F	p	Tukey*	p
<i>Género</i>								
	Masculino	189	2.59	0.86	-0.91	ns	-	-
	Femenino	207	2.60	0.92				
<i>Edad</i>								
	18-29	114	2.28	0.78	15.38	<.01	<30-44	.03
							<45-60	.01
	30-44	158	2.55	0.84			>18-29	.03
							<45-60	.01
	45-60	128	2.89	0.96			>18-29	.01
							>30-44	.01
<i>Escolaridad</i>								
	1	72	3.02	0.89	12.32	<.01	>2	.01
							>3	.01
	2	195	2.55	0.90			<1	.01
	3	133	2.39	0.82			<1	.01
<i>Nivel socioeconómico</i>								
	ABC1 y C2	182	2.49	0.92	2.95	.05	<D1 y D2E	.04
	C3	109	2.59	0.87			ns	-
	D1 y D2E	106	2.75	0.86			>ABC1-C2	.04
<i>Conoce persona con VIH</i>								
	Sí	148	2.27	0.78	-5.39	<.01	-	-
	No	251	2.76	0.91				
<i>Religión</i>								
	Católico	176	2.64	0.89	6.87	<.01	<Pen	.03
	No religioso	145	2.38	0.84			<Pen	<.01
	Pentecostal	44	3.05	1.00			>Cat	.03
							>No Rel	<.01
	Otras	35	2.54	0.77			ns	-
Total		400	2.58	0.90				

Nota. n = 400. Pruebas *post hoc* de Tukey: 1 = Hasta secundario incompleto, 2 = Secundario completo / Terciario o universitario incompleto, 3 = Terciario o universitario completo o mayor. Sólo se presentan los subgrupos con diferencias significativas ($p < .05$); ns = no significativo ($p > .05$).

Tabla 6

Índices relativos al análisis discriminante: Autovalores, porcentaje de varianza explicado, correlación canónica y Lambda de Wilks.

Variable	Subgrupo	n	Función	Autovalor	V	CC	Lambda	p
<i>Edad</i>								
	18-29	114	1	.11	83%	.32	.87	<.01
	30-44	158	2	.02	17%	.15	.97	.31
	45-60	128						
<i>Escolaridad</i>								
	1	72	1	.17	84%	.38	.82	<.01
	2	195	2	.03	16%	.17	.96	.12
	3	133						
<i>Nivel socioeconómico</i>								
	ABC1 y C2	182	1	.07	77%	.26	.91	<.01
	C3	109	2	.02	22%	.14	.98	.43
	D1 y D2E	106						
<i>Conoce persona con VIH</i>								
	Sí	148	1	.15	100%	.36	.86	<.01
	No	251						
<i>Religión</i>								
	Católico	176	1	.08	67%	.28	.88	<.01
	No religioso	145	2	.03	23%	.17	.95	.39
	Pentecostal	44	3	.01	10%	.11	.98	.62
	Otras	35						

Nota. n = 400. V = Porcentaje de Varianza, CC = Correlaciones canónicas, Lambda = Lambda de Wilks. 1 = Hasta secundario incompleto, 2 = Secundario completo / Terciario o universitario incompleto, 3 = Terciario o universitario completo o mayor.

Evidencia de validez externa

Para recabar evidencia de la validez externa del instrumento diseñado, se analizaron las dife-

rencias entre las medias de los puntajes obtenidos por distintos grupos conformados en función de las variables sociodemográficas (género, edad, nivel de instrucción, nivel socioeconómico, co-

nocimiento de al menos una PVV).

La Tabla 5 muestra diferencias significativas en casi todos los grupos comparados, a excepción de la variable género. En cuanto a la variable edad, se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre todos los subgrupos. De esta manera, se observó que, a medida que la edad aumenta, también lo hace la estigmatización hacia el VIH. En relación con el nivel de instrucción, aquellas personas con menor nivel de instrucción obtuvieron puntajes medios significativamente mayores que las personas con mayor nivel educativo. El nivel socioeconómico bajo y marginal (D1 y D2E) indicó niveles de estigmatización mayores que los pertenecientes a niveles medios altos (ABC1 y C2). En cuanto a la variable religión, la religión pentecostal (evangélicos, testigos de Jehová y devotos de la Iglesia de Jesucristo de los Santos de los Últimos Días) mostró valores medios significativamente mayores que el resto. Finalmente, aquellos sujetos que conocían al menos una PVV mostraron valores medios significativamente menores que aquellos que no.

Sin embargo, estos contrastes no tienen en cuenta la correlación existente entre las variables. Por ello, se optó por realizar análisis discriminantes con los grupos que sí mostraron diferencias entre los puntajes promedio. Para esto, se analizó la normalidad de los puntajes brutos de la BE-SE-VIH. Estos se apartaron significativamente de un modelo normal, según la prueba Shapiro Wilk ($p < .01$). Probablemente, esto se deba a que, en muestras grandes, los pequeños alejamientos del modelo normal arrojan resultados con significación estadística. En efecto, la distribución tiene indicadores de sesgo (.377) y curtosis (-.567) congruentes con una distribución simétrica. Dado que el análisis discriminante es una prueba sólida que puede llegar a buenas clasificaciones aun con distribuciones no normales (Li, Zhu, & Ogihara, 2006), se decidió emplearla.

En cuanto a la variable edad, la primera función (que permitió diferenciar entre el subgrupo de personas entre 45 y 60 de los otros dos) presentó valores adecuados. La inspección de la ubicación de los centroides en la función discriminante indicó que el rango etario de 45 a 60 años se encuentra ubicado en las puntuaciones positivas de la función. Los coeficientes de función discriminante canónica estandarizada indicaron un mayor peso de los ítems 3 (.54), 5 (.41) y 6 (.40) para la discriminación en cuestión.

En cuanto al nivel de instrucción, la función 1 logró diferenciar satisfactoriamente al subgrupo con menor nivel de instrucción (hasta el secundario completo) de aquellos con mayor nivel. De esta manera, las puntuaciones de este subgrupo se encontraban en la parte positiva de la función, al tiempo que los otros subgrupos se encontraban en la parte negativa. Los ítems que tuvieron más peso en la función fueron el 5 (.60) y el 9 (.70).

En cuanto al nivel socioeconómico, se diferenció al subgrupo con menos recursos que los demás que se ubicó entre las puntuaciones positivas de la función. Particularmente, el ítem 9 (*Evitaría que mis hijos/as estén bajo el cuidado de una persona con HIV*) fue el que mejor discriminó los grupos.

Además, se compararon los grupos en función a la variable conocimiento de una PVV. La función calculada indicó que los puntajes de aquellos entrevistados que no conocían a una PVV se ubicaban entre las puntuaciones positivas de la función. En este caso, los ítems que mejor diferenciaron a los grupos comparados fueron aquellos con una función social, a saber: ítem 3 (.52), ítem 6 (.43) e ítem 7 (.37).

Finalmente, se realizó el mismo procedimiento con la variable religión. La primera función permitió diferenciar a los pentecostales y católicos del resto. El ítem 9 se erigió como el que más discriminaba las funciones analizadas.

Discusión

El objetivo del presente estudio fue construir la Breve Escala Sobre Estigmatización hacia el VIH (BESE-VIH) en una muestra representativa de la CABA y aportar evidencia de su confiabilidad y validez. El desarrollo de un instrumento breve, válido y confiable para la medición de la estigmatización hacia el VIH surge como respuesta a la necesidad de monitorear el estado de situación a nivel local establecido por la nueva Ley Nacional (N° 27.675) de Respuesta Integral al VIH, Hepatitis Virales, Otras Infecciones de Transmisión Sexual (ITS) y Tuberculosis (TBC). La BESE-VIH mostró muy buenos niveles de confiabilidad y evidencia adecuada de validez interna y externa, por lo que resulta un instrumento prometedor.

El AFE permitió identificar que las respuestas a los nueve reactivos subyacen a un único factor que captaría de forma conjunta la estigmatización hacia el VIH. La escala mostró un buen grado de validez interna del constructo dado que todos los reactivos mostraron cargas factoriales mayores a .50 y, en conjunto, explicaron más del 50% de la varianza de las respuestas. Si bien el modelo conceptual de [Earnshaw y Chaudoir \(2009\)](#) propone tres mecanismos de la estigmatización hacia el VIH (*prejuicio, estereotipos y discriminación*), la solución factorial resultante no reflejó una disociación de dimensiones en los puntajes de este instrumento. Una de las posibles explicaciones podría relacionarse con limitaciones metodológicas. La muestra tuvo un tamaño grande para la cantidad de reactivos evaluados ([Pérez & Medrano, 2010](#)), sin embargo, se inició el estudio con una cantidad limitada de reactivos. La razón residió en que la modalidad de toma de datos en la vía pública impuso la exigencia de partir de un instrumento preliminar breve. Partir de un conjunto inicial escaso de ítems podría di-

ficultar que el AFE arroje soluciones factoriales de distintas variables latentes ([Llorent-Segura et al., 2014](#)). Por ejemplo, [Zelaya et al. \(2008\)](#) hallaron, con una escala final de 24 ítems, una solución factorial de cuatro dominios relativos al estigma hacia el VIH.

Otra explicación para la solución de un factor podría residir en que los tres mecanismos de estigmatización propuestos por el modelo de [Earnshaw y Chaudoir \(2009\)](#) se encuentran estrechamente articulados a nivel empírico, de modo que su entrelazamiento no puede ser diferenciable por los reactivos. Es esperable que los estereotipos formen un plafón cognitivo desde el que se sostengan las actitudes y prejuicios, lo cual da lugar a emociones negativas hacia un grupo y, en determinadas circunstancias, acompaña y genera conductas de distanciamiento y discriminación. En efecto, en la matriz de correlaciones casi todos los reactivos mostraron asociaciones moderadas, positivas y muy significativas con respecto al resto de los ítems. Si bien la discusión sobre el grado de relación que existe entre estereotipos, prejuicios y conductas discriminatorias excede al presente trabajo, un meta análisis realizado al respecto muestra que, si bien son constructos diferenciables, se encuentran relacionados y podrían ser codependientes ([Schütz & Six, 1996](#)). Otras escalas sobre actitudes hacia diversos grupos marginados también evaluaron los comportamientos de distanciamiento, emociones negativas y creencias estereotipadas (e.g., actitudes hacia la comunidad trans; [Esteban, González-Rivera, Francia-Martínez, & Lespier, 2020](#)). En el contexto del VIH, estudios previos desarrollaron escalas similares y hallaron un patrón de resultados similar al que se informa en el presente trabajo. Por ejemplo, [Van Rie et al. \(2008\)](#) construyeron una escala para la medición de las creencias sociales sobre el VIH-sida en una muestra de PVV. Los reactivos presentaron cargas factoriales en un

único factor en el que los contenidos de los ítems se vinculaban tanto a *estereotipos* (e.g., *Algunas personas piensan que las personas con sida están sucias*), *discriminación* (e.g., *Algunas personas mantienen distancia de las personas con sida*), y a *prejuicio* (e.g., *Algunas personas sienten miedo de aquellos que tienen sida*).

Los nueve reactivos seleccionados en la BESE-VIH mantuvieron un buen muestreo del contenido de los tres mecanismos conceptuales de la estigmatización hacia el VIH: *estereotipos* (ítem final 2 y 5), *prejuicio* (ítem final 6 y 8) y *discriminación* (ítem final 1, 3, 4, 7 y 9); lo que aporta evidencia adicional de la validez interna. En conjunto, explicaron un 54.4% de la varianza total. En la confiabilidad, tuvieron un muy buen nivel de consistencia interna.

Por otro lado, las submuestras recogidas en las distintas cuotas no mostraron diferencias significativas en las puntuaciones de la escala, lo que muestra dos aspectos valiosos. El primero, relativo al instrumento: la escala permite obtener resultados replicables en un contexto determinado. El segundo, relativo a la estabilidad temporal del nivel de estigmatización hacia el VIH en la CABA. La primera cuota muestral se obtuvo en febrero de 2020, mientras que la cuarta y última concluyó en enero de 2022. La ausencia de diferencias entre cuotas sugiere un nivel poblacional estable en relación con la variable objetivo. Entre la primera y la segunda cuota muestral se implementaron medidas de distanciamiento social a consecuencia de la pandemia del SARS-CoV-2 (Aislamiento Social Preventivo y Obligatorio –ASPO– por el Decreto de Necesidad y Urgencia 297/2020 del 20 de marzo de 2020). La experiencia con una nueva pandemia y la exposición a gran cantidad de información sobre agentes infecciosos durante el 2020 podrían haber alterado los datos en relación con la estigmatización hacia el VIH. Sin embargo, los valores no se vieron afectados.

En lo concerniente a la validez externa de la escala, se obtuvieron datos que indican un muy buen grado de validez discriminante. En primer lugar, se hallaron diferencias significativas al comparar los grupos en función de su franja etaria. Los/as participantes de entre 18 y 29 años mostraron puntajes inferiores en la BESE-VIH que los de entre 30 y 44 años, quienes, a su vez, exhibieron valores menores que los de entre 45 y 60 años. Estas diferencias deben ser abordadas considerando las particularidades socioculturales de la muestra. Por ejemplo, [Letshwenyo-Maruatona et al. \(2019\)](#) hallaron un patrón de resultados opuesto. En una muestra con participantes de entre 10 y 64 años de Botswana se halló que, a mayor edad, mayor información tenían los/las participantes sobre el VIH-sida y menos indicadores de estigmatización tenían hacia el tema. Esto indica que la franja etaria puede asociarse a una variable de suma relevancia en relación con la estigmatización: el nivel de conocimiento sobre el VIH-sida. Recientemente hemos publicado un estudio con datos de la misma muestra del presente trabajo sobre el grado de conocimientos acerca del tema ([Contigiani et al., 2022](#)). Específicamente, se evaluó si los/as participantes conocían la diferencia entre VIH y sida, las vías de transmisión del virus, la PrEP (profilaxis preexposición), la PEP (profilaxis postexposición) y la intransmisibilidad de personas con VIH con carga viral indetectable. No se hallaron diferencias de edad entre las personas que diferían en su grado de conocimiento. Esto sugiere que los niveles menores de estigmatización hallados en personas más jóvenes no responderían a que posean diferentes niveles de conocimientos al respecto.

Por su parte, el nivel de instrucción formal y el nivel socioeconómico también se asociaron a los puntajes de la escala. Específicamente, las personas con secundario incompleto presentaron puntajes promedio significativamente superiores

al resto. A su vez, las personas pertenecientes a niveles socioeconómicos más desfavorecidos (D1 y D2E) también mostraron valores superiores a los pertenecientes a los niveles ABC1 y C2. Vale mencionar que en nuestra muestra el nivel de instrucción formal y el nivel socioeconómico se encuentran positivamente relacionados (Contigiani et al., 2022). La asociación entre mayores niveles de estigmatización hacia el VIH y menor nivel educativo y socioeconómico ya fue documentada en estudios previos. Por ejemplo, Stephenson (2009) mostró que en comunidades africanas con mayor nivel educativo y desarrollo económico se observaron menores niveles de estigmatización hacia el VIH. Probablemente, mayores recursos socioeconómicos y educativos puedan asociarse a mayores conocimientos sobre el tema (e.g., vías de transmisión), lo que desalentaría creencias incorrectas acerca de la transmisión del VIH (e.g., infecciones casuales por compartir utensilios) y, a su vez, aminoraría el miedo a la transmisión por contacto casual y las conductas de distanciamiento. La asociación negativa entre el grado de información que poseen las personas sobre VIH-sida y la estigmatización hacia PVV es una de las relaciones más robustas y replicadas en distintos marcos culturales (e.g., Letshwenyo-Maruatona et al., 2019; Ogden, & Nyblade, 2005).

También, se halló que los/as participantes que indicaron profesar una religión pentecostal mostraron un promedio de puntaje en la escala significativamente superior al resto. Si bien es posible que exista incidencia de ciertas doctrinas y prácticas religiosas sobre las creencias y actitudes hacia la sexualidad y las PVV, en nuestra muestra las personas con religión pentecostal no solo presentaron niveles significativamente menores de instrucción formal sino que, también, pertenecían a un estrato socioeconómico menor (Contigiani et al., 2022). Futuros análisis multivariados indagarán la incidencia diferencial sobre

la estigmatización de las variables sociodemográficas relacionadas entre sí, como lo fueron el nivel socioeconómico, el nivel educativo y la religión.

Finalmente, se halló que aquellos participantes que indicaron conocer al menos a una persona con VIH tuvieron valores promedio significativamente menores en la escala. En nuestro estudio previo, estos sujetos también mostraron poseer mayor conocimiento en buena parte de los tópicos evaluados sobre el VIH-sida en comparación con el resto (Contigiani et al., 2022). La relación entre la estigmatización y la condición de conocer a una persona con VIH podría estar mediada por la información a la cual se accede. Es posible que conocer a alguien con VIH incite a la persona a la búsqueda de información sobre el tema, o bien que facilite su obtención por comunicación directa con la persona que vive con el virus. Nuevamente, el poseer información válida, precisa y en mayor cantidad sobre el VIH y sus vías de transmisión reduce temores irracionales con respecto a la transmisión casual y, en consecuencia, el rechazo y el distanciamiento de personas con VIH. Otra posibilidad es que la proximidad por sí misma deteriore los mecanismos que sostienen la estigmatización, lo cual, probablemente, disminuya creencias estereotipadas, actitudes y respuestas emocionales negativas. Una mayor proximidad a personas pertenecientes a grupos estigmatizados permite conocer sus vidas y experiencias personales, y contribuye a trascender los estereotipos grupales para conocer a sujetos particulares. Los estudios que evaluaron el estigma relativo a distintos atributos informaron que el contacto con personas con dichos atributos se asocia a menor estigmatización, lo que ha sido conceptualizado como *hipótesis de contacto* (Molero-Alonso, 2007; Fuster-Ruiz, Molero, Gil de Montes, Agirrezabal, & Vitoria, 2013).

En todas las variables anteriormente mencionadas, el análisis discriminante confirmó que

las puntuaciones obtenidas en la BESE-VIH fueron útiles para clasificar a los sujetos en grupos preestablecidos.

Limitaciones y fortalezas del estudio

La principal limitación en la construcción de la BESE-VIH consistió en la reducida cantidad de reactivos iniciales en el estudio. Probablemente, comenzar con un muestreo reducido de comportamientos indicativos del constructo dificultó el hallazgo de dimensiones subyacentes en el AFE. La razón por la cual se optó desde un principio por emplear pocos reactivos fue construir una escala breve que pudiera ser fácilmente empleada en diversos contextos y, además, que pudiera ser administrada en la vía pública. Dado que la versión preliminar de la BESE-VIH fue administrada junto a otros cuestionarios breves, para que las personas estuvieran dispuestas a participar, el tiempo de toma debía ser muy acotado. Futuras investigaciones que recolecten datos *online* podrán explorar el comportamiento métrico de los 9 ítems presentados en conjunto con más reactivos. Esto permitirá reevaluar la solución factorial y aplicar también análisis factoriales confirmatorios con el fin de corroborar empíricamente la estructura dimensional teórica propuesta por [Earnshaw y Chaudoir \(2009\)](#). Sin embargo, la administración *online* suele conllevar limitaciones metodológicas, que ya fueron expuestas en el presente trabajo, lo que constituye, como se detalla más adelante, una de sus principales fortalezas.

En cuanto a las fortalezas, se obtuvieron de forma simultánea buenos indicadores de validez interna y externa. Futuras investigaciones del equipo se dirigirán a evaluar la validez de criterio de esta versión de la BESE-VIH, específicamente la validez concurrente, analizando su covariación con otros instrumentos que capturen

rasgos psicológicos conceptualmente vinculados ([Martínez-Arias, 2005](#)). La principal fortaleza del presente estudio reside en que no desdeña un aspecto casi siempre descuidado en las investigaciones psicosociales: la representatividad muestral. A partir de un diseño por cuotas se logró que la muestra representara a la población de adultos residentes en la CABA en cuatro variables socio-demográficas relevantes. Resulta de suma importancia advertir que no se subrepresentaron los estratos socioeconómicamente más desfavorecidos de la población o con menor nivel educativo. Los sectores más desfavorecidos de nuestra sociedad pueden quedar excluidos en muestreos incidentales, particularmente cuando estos son realizados *online*, ya que requiere que el/la participante disponga de un ordenador y conexión a internet. Resulta crucial asegurar la representación muestral de estos estratos sociales si se desea que un instrumento posea utilidad aplicada y comunitaria más allá de los márgenes de la academia y las capas medias de la sociedad. En efecto, en nuestra muestra las personas con menor nivel socioeconómico y menor grado educativo mostraron resultados diferentes al resto, lo que confirma la importancia de no introducir sesgos de selección que los subrepresente. La sistemática desatención a la representatividad muestral que se advierte en las investigaciones psicosociales ha contribuido a una creciente crisis de replicabilidad en las ciencias sociales ([Schimmack, 2020](#)). En este estudio no hallamos diferencias en los puntajes de la BESE-VIH entre cuotas muestrales, lo que indica no sólo la estabilidad del fenómeno en cuestión, sino también la replicabilidad de los resultados.

Por otro lado, y en concordancia con [Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez \(2008\)](#), consideramos que los instrumentos psicométricos deben poseer adecuación lingüística y cultural al contexto de su implementación. En este sentido, desde el inicio del proceso de construcción de la escala se

garantizó la adecuación de la BESE-VIH al contexto local en que sería utilizada, por lo tanto, se consideraron sus particularidades socio-culturales. Por ejemplo, en la redacción de los reactivos se optó por utilizar el acrónimo en inglés ‘HIV’ de mayor utilización en la Argentina y se incluyeron ítems que representaran comportamientos locales y actuales que tuvieran relevancia en relación con el constructo (e.g., *Compartiría un mate con una persona con HIV*).

Finalmente, vale destacar que el procedimiento de toma de datos también constituye una fortaleza en comparación con otros trabajos en el área. Específicamente, la recolección personal permitió repetir la consigna cuantas veces fuera necesario cuando el/la participante no la comprendía. Hemos observado en el trabajo de campo que una cantidad no menor de personas mostraban dificultades para comprender la forma de graduar su nivel de acuerdo con las opciones de respuesta de los ítems que plantea la escala Likert. Esto resulta particularmente importante cuando se desea que la evaluación del constructo incluya capas poblacionales con bajo nivel educativo. La evaluación en persona también permitió asegurar que los reactivos fueran respondidos con atención. Estas condiciones no pueden ser controladas en las tomas *online*, lo que muy probablemente introduciría varianza de error a la medida y repercutiría negativamente en su fiabilidad (Richard de Minzi, 2008).

Conclusión

Si bien los avances biomédicos en el tratamiento del VIH durante las últimas décadas han tenido una enorme envergadura, su impacto en los niveles de estigmatización no son proporcionales dado que se encuentra mediado por distintos factores como el conocimiento que las perso-

nas tienen sobre el tema. La estigmatización hacia el VIH tiene consecuencias negativas en la salud y calidad de vida de las PVV y en la salud pública, ya que obstaculiza las acciones preventivas y asistenciales al desalentar el testeo regular en la población general. Cualquier diseño, monitoreo, evaluación y readecuación de las políticas estructurales dirigidas a reducir la estigmatización hacia el VIH requiere contar con instrumentos rigurosos para la medición de este constructo. La BESE-VIH constituye una primera herramienta de fácil, rápida y económica administración para la medición de la estigmatización que, en una muestra representativa de la CABA, posee buenos indicadores de fiabilidad, validez interna y externa.

Accesibilidad a los datos

Los datos que soportan los hallazgos del presente estudio se encuentran disponibles para el libre escrutinio de la comunidad científica en: https://osf.io/nqzfy/?view_only=78536805fa6e40f59c3963a9abf2a110

Referencias

- Alaminos-Chica, A., & Castejón-Costa, J. L. (2006). *Elaboración, análisis e interpretación de encuestas, cuestionarios y escalas de opinión*. Alicante, España: Marfil.
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
- Bilder, P. (2010). “Una visita inesperada”. Primeros años del SIDA en la Argentina (1981-1984). En H. Vessuri, P. Kreimer, A. Arellano & L. Sanz-Méndez (Eds.), *Conocer para transformar: Producción y reflexión sobre ciencia, tecnología e innovación en Iberoamé-*

- rica (pp. 35-53). Caracas: UNESCO-IESALC.
- Contigiani, M. F., Sánchez-López, J. M., Laurito, M., Vergara, A., Lugo, N., & Cuenya, L. (2022). Conocimiento sobre VIH-sida en población general de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y su vinculación con variables sociodemográficas. *PSocial. Revista de Investigación en Psicología Social*, 8(1), s.p. Recuperado de <https://publicaciones.sociales.uba.ar/index.php/psicologiasocial/article/view/7392/6539>
- Decreto 297/2020. *Aislamiento Social Preventivo y Obligatorio*. Recuperado de <https://www.boletinoficial.gob.ar/detalleAviso/primera/227042/20200320>
- Delgado, R. (2011). Características virológicas del VIH. *Enfermedades Infecciosas y Microbiología Clínica*, 29(1), 58-65. doi: 10.1016/j.eimc.2010.10.001
- Earnshaw, V. A., & Chaudoir, S. R. (2009). From Conceptualizing to Measuring HIV Stigma: A Review of HIV Stigma Mechanism Measures. *AIDS and Behavior*, 13(6), 1160-1177. doi: 10.1007/s10461-009-9593-3
- Earnshaw, V. A., Smith, L. R., Chaudoir, S. R., Amico, K. R., & Copenhaver, M. M. (2013). HIV Stigma Mechanisms and Well-Being among PLWH: A Test of the HIV Stigma Framework. *AIDS and Behavior*, 17(5), 1785-1795. doi: 10.1007/s10461-013-0437-9
- Eisinger, R. W., Dieffenbach, C. W., & Fauci, A. (2019). HIV viral load and transmissibility of HIV infection. Undetectable equals untransmittable. *JAMA*, 321(5), 451-452. doi: 10.1001/jama.2018.21167
- Elosua, P., & Egaña, M. (2020). *Psicometría aplicada. Guía para el análisis de datos y escalas con Jamovi*. Bilbao: Universidad del País Vasco.
- Escobar-Pérez, J., & Cuervo-Martínez, A. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: Una aproximación a su utilización. *Avances en Medicina*, 6, 27-36. doi: 10.32870/ap.v9n2.993
- Esteban, C., González-Rivera, J. A., Francia-Martínez, M., & Lespier, Z. (2020). Desarrollo de instrumentos para medir actitudes hacia la comunidad trans: Análisis preliminares. *Revista Evaluar*, 20(1), 68-82. doi: 10.35670/1667-4545.v20.n1.28486
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170-1175. doi: 10.6018/analesps.30.3.199991
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-240. doi: 10.7334/psicothema2016.304
- Fundación Huésped. (2012). *Percepciones y experiencias sobre estigma y discriminación en poblaciones trans, HSH, y usuarios de drogas*. Buenos Aires: Autor. Recuperado de <https://www.huesped.org.ar>
- Fuster-Ruiz, M. J., Molero, F., Gil de Montes, L., Agirrezabal, A., & Vitoria, A. (2013). HIV- and AIDS-related stigma: Psychosocial aspects in a representative Spanish sample. *Spanish Journal of Psychology*, 16(e30), 1-8. doi: 10.1017/sjp.2013.52
- Genberg, B. L., Kawichai, S., Chingono, A., Sendah, M., Charialertsak, S., Konda, K. A., & Celentano, D. D. (2008). Assessing HIV/AIDS Stigma and Discrimination in Developing Countries. *AIDS and Behavior*, 12(5), 772-780. doi: 10.1007/s10461-007-9340-6
- Goffman, E. (1963). *Estigma. La identidad deteriorada*. Buenos Aires-Madrid: Amorrortu.
- Green, W. C. (2007). A history of AIDS: Looking back to see ahead. *European Journal of Immunology*, 37(1), S94-102. doi: 10.1002/eji.200737441
- Grinsztejn, B., Housseinipour, M. C., Ribaud, H. J., Swindelles, S., Eron, J., ... & Cohen, M. S. (2014). Effects of early versus delayed initiation of antiretroviral treatment on clinical outcomes of HIV-1 infection: Results from the phase 3 HPTN 052 randomised controlled trials. *The Lancet*, 14(4), 281-290. doi: 10.1016/S1473-3099(13)70692-3
- Hair, J. E., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham R. L. (2010). *Multivariate Data Analysis* (6th ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson-Prentice Hall.
- Hamra, M., Ross, M. W., Orrs, M., & D'Agostino, A. (2006). Relationship between expressed HIV/AIDS-related stigma and HIV-beliefs/knowledge and behaviour in families of HIV infected children in Kenya. *Tropical Medicine & International Health*, 11(4), 513-527.

- doi: [10.1111/j.1365-3156.2006.01583.x](https://doi.org/10.1111/j.1365-3156.2006.01583.x)
- Índice de Estigma y Discriminación hacia las Personas con VIH en Argentina 2.0 (2020). Recuperado de <https://www.undp.org/es/argentina/publicaciones/indice-de-estigma-y-discriminacion>
- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de la República Argentina (2010). Censo 2010. Recuperado de <https://www.indec.gov.ar/indec/web/Nivel4-Tema-2-41-135>
- Jones, E. E., Farina, A., Hestrof, A. H., Markus, H., Miller, D. T., & Scott, R. A. (1984). *Social stigma: The psychology of marked relationships*. New York: Freeman.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-51. doi: [10.1177/001316446002000116](https://doi.org/10.1177/001316446002000116)
- Kalichman, S. C., Simbayi, L. C., Jooste, S., Toefy, Y., Cain, D., Cherry, C., & Kagee, A. (2005). Development of a brief scale to measure AIDS-related stigma in South Africa. *AIDS and Behavior*, 9(2), 135-43. doi: [10.1007/s10461-005-3895-x](https://doi.org/10.1007/s10461-005-3895-x)
- Kurzban, R., & Leary, M. R. (2001). Evolutionary Origins of Stigmatization: The Functions of Social Exclusion. *Psychological Bulletin*, 127(2), 187-208. doi: [10.1037/0033-2909.127.2.187](https://doi.org/10.1037/0033-2909.127.2.187)
- Letshwenyo-Maruatona, S. B., Madisa, M., Boitshwarelo, T., George-Keliwe, B., Kingori, C., Ice, G., Bianco, J. A., Marape, M., & Haile, Z. T. (2019). Association between HIV/AIDS knowledge and stigma towards people living with HIV/AIDS in Botswana. *African Journal of AIDS Research*, 18(1), 58-64. doi: [10.2989/16085906.2018.1552879](https://doi.org/10.2989/16085906.2018.1552879)
- Ley 27675. Ley Nacional de Respuesta Integral al VIH, Hepatitis Virales, Otras Infecciones de Transmisión Sexual (ITS) y Tuberculosis (TBC) (18 de julio de 2022). Recuperado de <https://www.argentina.gob.ar/justicia/derechofacil/leysimple/salud/respuesta-integral-al-vih-hepatitis-virales-otras-infecciones>
- Li, T., Zhu, S., & Ogihara, M. (2006). Using discriminant analysis for multi-class classification: An experimental investigation. *Knowledge and Information Systems*, 10, 453-472. doi: [10.1007/s10115-006-0013-y](https://doi.org/10.1007/s10115-006-0013-y)
- Llorent-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)
- Logie, C., & Gadalla, T. M. (2009). Meta-analysis of health and demographic correlates of stigma towards people living with HIV. *AIDS Care*, 21, 742-753. doi: [10.1080/09540120802511877](https://doi.org/10.1080/09540120802511877)
- Mandell, L. N., Rodriguez, V. J., de La Rosa, A., Abbamonte, J. M., Sued, O., Cecchini, D., ... Grupo de estudio COPA SIDA y Comportamiento. (2019). Suicidal ideation among adults re-engaging in HIV care in Argentina. *AIDS and Behavior*, 23(6), 3427-3434. doi: [10.1007/s10461-019-02526-4](https://doi.org/10.1007/s10461-019-02526-4)
- Martínez-Arias, R. (2005). *Psicometría: Teoría de los Test Psicológicos y Educativos*. Madrid: Síntesis Psicológica.
- Ministerio de Salud. (2020). *Boletín N° 37. Respuesta al VIH y las ITS en la Argentina sobre el VIH, sida e ITS en la Argentina*, 23. Recuperado de <https://banco.salud.gob.ar/sites/default/files/2020-11/Boletin%20VIH%202020%20final%20V2.pdf>
- Molero-Alonso, F. (2007). Prejuicio y estigma: Efectos y posibles soluciones. En J. F. Morales-Domínguez, M. C. Moya-Morales, E. Gaviria-Stewart & I. Cuadrado-Guiraldo (Coords.), *Psicología Social, Tercera Edición* (pp. 619-640). Madrid: McGraw Hill.
- Morales, P. (2006). *Medición de actitudes en psicología y educación. Construcción de escalas y problemas metodológicos*. Madrid: Universidad Pontificia Comillas de Madrid.
- Ogden, J., & Nyblade, L. (2005). *Common at its core: HIV-related stigma across contexts*. International for Research on Women (ICRW).
- Pecheny, M. (2008). *Estudio sobre la situación social de las Personas Viviendo con VIH en la Argentina*. Buenos Aires: UBATEC.
- Pérez, E. R., & Medrano, L. A. (2010). Análisis factorial

- exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3161108>
- Radusky, P. D., Zalazar, V., Aristegui, I., Sued, O., & Mikulic, I. M. (2018). Avances en la construcción del Inventario de Estigma relacionado con el VIH (IE-VIH) en Buenos Aires, Argentina. *Psicod debate*, 17(2), 7-24. doi: [10.18682/pd.v17i2.669](https://doi.org/10.18682/pd.v17i2.669)
- Richaud de Minzi, M. C. (2008). Nuevas tendencias en psicometría. *Revista Evaluar*, 8, 1-19. doi: [10.35670/1667-4545.v8.n1.501](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v8.n1.501)
- Rodger, A. J., Cambiano, V., Bruun, T., Vernazza, P., Collins, S., ... & PARTNER Study Group. (2019). Risk of HIV transmission through condomless sex in serodifferent gay couples with the HIV-positive partner taking suppressive antiretroviral therapy (PARTNER): Final results of a multicentre, prospective, observational study. *Lancet*, 15(393), 2428-2438. doi: [10.1016/S0140-6736\(19\)30418-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)30418-0)
- Rodger, A. J., Cambiano, V., Bruun, T., Vernazza, P., Collins, S., ... & PARTNER Study Group. (2016). Sexual activity without condoms and risk of HIV transmission in serodifferent couples when the HIV-positive partner is using suppressive antiretroviral therapy. *JAMA*, 316(2), 171-181. doi: [10.1001/jama.2016.5148](https://doi.org/10.1001/jama.2016.5148)
- SAIMO. (2020). Anticipo NSE. Primer Trimestre 2020. Recuperado de <https://www.saimo.org.ar>
- Schimmack, U. (2020). A meta-psychological perspective on the decade of replication failures in social psychology. *Canadian Psychology/Psychologie Canadienne*, 61(4), 364-376. Recuperado de <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/cap0000246>
- Schütz, H., & Six, B. (1996). How strong is the relationship between prejudice and discrimination? A meta-analytic answer. *International Journal of Intercultural Relations*, 20(3-4), 441-462. doi: [10.1016/0147-1767\(96\)00028-4](https://doi.org/10.1016/0147-1767(96)00028-4)
- Stephenson, R. (2009). Community factors shaping HIV-related stigma among young people in three African countries. *AIDS Care*, 21(4), 403-410. doi: [10.1080/09540120802290365](https://doi.org/10.1080/09540120802290365)
- Sweeney, S. M., & Venable, P. A. V. (2016). The association of HIV-related stigma to HIV medication adherence: A systematic review and synthesis of the literature. *AIDS and Behavior*, 20(1), 29-50. doi: [10.1007/s10461-015-1164-1](https://doi.org/10.1007/s10461-015-1164-1)
- UNAIDS. (2019). Global AIDS Update. Recuperado de <https://www.unaids.org>
- Van Rie, A., Sengupta, S., Pungrassami, P., Balthip Q., Choonuan, S., ... & Chongsuvivatwong, V. (2008). Measuring stigma associated with tuberculosis and HIV/AIDS in southern Thailand: Exploratory and confirmatory factor analyses of two new scales. *Tropical Medicine and International Health*, 13(1), 21-30. doi: [10.1111/j.1365-3156.2007.01971.x](https://doi.org/10.1111/j.1365-3156.2007.01971.x)
- Zelaya, C. E., Sivaram, S., Johnson, S. C., Srikrishnan, A. K., Solomon, S., & Celentano, D. D. (2008). HIV/AIDS stigma: Reliability and validity of a new measurement instrument in Chennai, India. *AIDS and Behavior*, 12(5), 781-788. doi: [10.1007/s10461-007-9331-7](https://doi.org/10.1007/s10461-007-9331-7)