

Impulsividad, un constructo multifacético: validación del CUBI Impulsivity, a multifacetic construct: validation of CUBI

Mario Squillace* ^{1, 2, 3, 5, 6}, Jimena Picón-Janeiro ^{1, 4}

1. Instituto de Investigación de la Universidad del Salvador, Argentina.

2. Universidad de Buenos Aires, Argentina.

3. Pontificia Universidad Católica Argentina.

4. Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Argentina.

5. Universidad de la Defensa Nacional, FE, Centro de Investigaciones Sociales y Humanas para la Defensa, Argentina.

6. Hospital Universitario Austral, Argentina.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 23/10/2016 Revisado: 09/11/2016 Aceptado: 27/12/2016

Resumen

El concepto de impulsividad, ampliamente utilizado en la literatura psicológica, tiene distintas acepciones que no siempre son explicitadas por los autores que utilizan el término. Esto genera conclusiones contradictorias entre trabajos de distintas líneas teóricas, por estar utilizando concepciones diferentes de la impulsividad. El objetivo de este trabajo fue analizar doce escalas que miden constructos relacionados con la impulsividad, se buscó encontrar a cuántos factores era posible reducir los ítems empleados. La muestra estuvo conformada por 675 participantes voluntarios de la población de Capital Federal (57% mujeres). Para evaluar la personalidad y los rasgos de impulsividad se aplicaron cuatro subescalas del Inventario de Carácter y Temperamento Revisado (TCI-R), cuatro subescalas del Inventario de Personalidad - Neuroticismo, Extroversión, Apertura a la Experiencia - Revisado (NEO-PIR) y cuatro subescalas del cuestionario Urgencia Premeditación Perseverancia - Búsqueda de Sensaciones (UPPS). Se aplicó un análisis factorial exploratorio para reducir las doce escalas. Para estimar la consistencia interna de los factores obtenidos se aplicó el coeficiente omega. Fue posible reducir las doce escalas analizadas a tres grandes factores. Los factores hallados son denominados impulsividad por imprevisión, búsqueda de sensaciones y urgencia compulsiva. El instrumento resultante ha sido bautizado Cuestionario de Urgencia, Búsqueda de Sensaciones e Impulsividad (CUBI).

Palabras clave: *impulsividad, búsqueda de sensaciones, urgencia compulsiva, CUBI*

Abstract

The concept of impulsivity, widely used in psychological literature, has different meanings that are not always made explicit by the authors who use it. This creates conflicting conclusions between research with diverse theoretical lines, due to the fact that they are using different conceptions of impulsivity. In this study, a number of twelve scales that measure constructs related to impulsivity have been analyzed, in order to find the lesser possible amount of factors to which the involved items could be reduced. The sample consisted of 675 volunteers from the population of Capital Federal (57% women). To evaluate personality and traits of impulsivity, the following were applied: four sub-scales from the Temperament and Character Inventory - Revised (TCI-R), four sub-scales from the Neuroticism, Extraversion and Openness to Experience Personality Inventory - Revised (NEO-PIR) and four sub-scales from the Urgency, Premeditation, Perseverance Sensation Seeking (UPPS) Questionnaire. An exploratory factorial analysis was applied to reduce the twelve scales. Omega's coefficient was applied to estimate the internal consistency of the scales. The analyzed scales can be reduced to three major factors. The factors found are called impulsivity by improvidence, sensation seeking and compulsive urgency. The resulting instrument has been named Urgency, Sensation Seeking and Impulsivity Questionnaire (CUBI, in Spanish).

Keywords: *impulsiveness, sensation seeking, compulsive urgency, CUBI*

*Correspondencia a: msquillace@psi.uba.ar

Introducción

La impulsividad ha sido descrita de formas muy diversas en la literatura psicológica. Esto ha ocasionado que muchas investigaciones que versan sobre este constructo no tengan equivalencias en su comparación (Squillace, Picón-Janeiro, & Schmidt, 2011). El propósito de este trabajo es explorar en cuántas dimensiones es posible dividir esta característica psicológica a partir del análisis factorial de varias técnicas que conciben de manera distinta a la impulsividad. A continuación se describen varias perspectivas teóricas que interpretan cuántos subtipos de impulsividad distintos existen como parte de la descripción de la personalidad.

Modelo PEN

La impulsividad fue en un primer momento ubicada por Eysenck como una de las facetas de la extroversión (Eysenck, 1982). La extroversión era entendida, en una primera teorización, como un factor superior surgido de dos rasgos relacionados: sociabilidad e impulsividad. En ese momento Eysenck trabajaba sólo con sus dos primeros factores de temperamento: extroversión y neuroticismo. Utilizó como técnica psicométrica el Eysenck Personality Inventory (EPI, Eysenck, 1987). Más tarde, ante el advenimiento del psicoticismo como tercer factor de personalidad, planteó el problema respecto a la ubicación de la impulsividad dentro del modelo PEN, puesto que tanto la extroversión como el psicoticismo parecían compartir esta característica (Glicksohn, Naftuliev, & Golan-Smooha, 2007). En los estudios realizados la impulsividad correlacionaba positivamente tanto con extroversión como con psicoticismo, aunque en mayor grado lo hacía con este último. Dado que Eysenck encontró a la impulsividad mayormente relacionada con las conductas antisociales y no tanto con la sociabilidad, decidió

incluirla dentro del factor psicoticismo y retirarla del factor extroversión (Eysenck, 1987; Gray, 1987). De esta manera, aunque los sujetos con alta extroversión y alto psicoticismo comparten una baja actividad cortical, los últimos pueden llegar a implicarse en conductas antisociales impulsivas. En particular, debido a su alta tendencia hacia la búsqueda de novedad y su alta implicación en conductas temerarias (Gudjonsson & Sigurdsson, 2007).

Para Eysenck la impulsividad es un concepto complejo compuesto por cuatro factores diferenciables: 1) la impulsividad en sentido estricto o propiamente dicha (*narrow impulsiveness*), 2) la toma de riesgos (*risk-taking*), 3) la capacidad de improvisación sin planificar (*non-planning*) y 4) la vitalidad (*liveliness*) (Eysenck & Eysenck, 1977). La impulsividad en sentido estricto, consiste en el actuar rápido e irreflexivo, atento a las ganancias presentes, sin prestar atención a las consecuencias a mediano y largo plazo. Dicha característica está asociada positivamente tanto con neuroticismo como con psicoticismo, no así con extroversión. La toma de riesgos, refiere a la búsqueda de actividades que conllevan la posibilidad de obtener tanto recompensas como castigos. Dicha tendencia correlaciona simultáneamente con extroversión y con psicoticismo. La improvisación, que es la capacidad de actuar sin planear (el sujeto utiliza aquellas estrategias que se le ocurren en el momento), correlaciona positivamente con psicoticismo, negativamente con neuroticismo, y no está clara su relación con extroversión. La vitalidad entendida como energía y capacidad de actividad se relaciona positivamente con extroversión, negativamente con neuroticismo y no parece tener relación con el psicoticismo (Eysenck, 1987; Eysenck & Eysenck, 1977).

Quedan así delimitados dos tipos distintos de fenómenos cuando se habla de impulsividad. Eysenck integra la toma de riesgos y la vitalidad en una tendencia a la búsqueda de aventuras (*venturesomeness*), como característica de

la extroversión; y a la impulsividad en sentido estricto y la improvisación, con el psicoticismo (Eysenck & Eysenck, 1977; Russo, Leone, Lauriola, & Lucidi, 2008).

Modelo de Aproximación Comportamental

La impulsividad, según la descripción de la personalidad realizada por Gray (1987), emerge del funcionamiento del sistema de aproximación comportamental (SAC), que se relaciona con las características de la extroversión. Por otra parte, según este autor, el neuroticismo no sería producto del funcionamiento de un sistema particular sino una consecuencia de la reactividad general del sistema nervioso. Por ello, a mayor reactividad del organismo (mayor neuroticismo) mayor es la sensibilidad de funcionamiento del sistema de inhibición comportamental (SIC) y el SAC (Gray & McNaughton, 2003). Por lo tanto la impulsividad, si bien está primariamente relacionada con el factor extroversión, se potencia a partir de la reactividad general del sistema nervioso, generada por las diferencias en neuroticismo. El concepto de impulsividad aquí no se relaciona tanto con un actuar irreflexivo sino, en cambio, con una motivación dirigida por la sensibilidad a las señales de recompensa o alivio.

La impulsividad es entendida por este autor como una tendencia, en sujetos con mayor actividad del SAC, a los comportamientos de aproximación conductual desencadenada ante señales discriminativas de refuerzo tanto positivo como negativo (Wallace, Malterer, & Newman, 2009). De este modo, puede observarse que esta impulsividad descrita por Gray es distinta a la atribuida por Eysenck al psicoticismo. Para Gray el actuar poco cauteloso se debe a la interacción entre el neuroticismo y la extroversión, mientras que para Eysenck depende directamente del rasgo psicoticismo (Russo et al., 2008).

Según el planteo de Franken y Muris (2006), Gray acaba incluyendo como manifestaciones del SAC tanto el actuar rápido sin planificación (impulsividad por imprevisión) como la sensibilidad a las recompensas. El comportamiento irreflexivo sería producto de la alta sensibilidad a las recompensas. A ambas características se las considera como legítimas manifestaciones del funcionamiento del SAC. La misma caracterización permanece en el modelo de Cloninger cuando a la dimensión temperamental de búsqueda de novedad (BN; Cloninger, 1999) le atribuye esta doble caracterización: el actuar sin planificación y la sensibilidad a las recompensas. Cloninger (1999), en su modelo de personalidad, continúa el planteo de Gray combinando la impulsividad en sentido estricto con la sensibilidad a las señales de recompensa (Squillace, Picón-Janeiro, & Schmidt, 2014).

Modelo de Búsqueda de Sensaciones

La idea de un rasgo humano capaz de predecir la reacción de los sujetos frente a estímulos novedosos, variados y/o intensos, llevó a Zuckerman (2007) a combinar el constructo impulsividad con el de búsqueda de sensaciones. Desde la propuesta de este autor, los constructos búsqueda de sensaciones e impulsividad no sólo están vinculados en función de su posible resultado (conductas de riesgo), sino que existen formas de buscar sensaciones que son impulsivas y formas no impulsivas. Su esquema conceptual lleva a considerar tres formas impulsivas (búsqueda de experiencia, desinhibición y susceptibilidad al aburrimiento) y una forma no impulsiva de buscar sensaciones (búsqueda de emociones y aventuras). Estas cuatro formas han sido definidas de la siguiente manera: a) Búsqueda de emociones y aventuras: Hace referencia al deseo de involucrarse en deportes de riesgo o actividades que implican velocidad, aventura, desafío a la gravedad u otras sensa-

ciones inusuales. b) **Búsqueda de experiencia:** Este factor hace referencia a la búsqueda de experiencias a través de la mente y los sentidos, los viajes, el arte, la música, la comida, la vestimenta y vivir una vida poco conformista con amigos inusuales. c) **Desinhibición:** Refleja las actitudes o experiencias de búsqueda de estimulación sexual y social a través de concurrir a fiestas o tener múltiples parejas sexuales. d) **Susceptibilidad al aburrimiento:** Se refiere a la intolerancia a condiciones monótonas o a gente aburrida, e inquietud cuando se está solo en un ambiente familiar por mucho tiempo.

Modelo de Impulsividad funcional y disfuncional

Al igual que Eysenck (ver más arriba) otros autores también defienden la posición de separar la sociabilidad de la impulsividad (Dickman, 2000). Dickman, a partir de un estudio correlacional, distingue dos clases distintas de impulsividad. Por un lado la impulsividad funcional (IF) se relacionaría con el entusiasmo, la toma de riesgos, altos niveles de actividad y audacia. Por otra parte, la impulsividad disfuncional (ID) se relacionaría con conductas desordenadas e improductivas que no conducen a beneficios para el individuo. Ambos tipos se integran, a su vez, en el constructo denominado impulsividad superior (IS). La IS abarca tanto a la IF como a la ID y es entendida como la tendencia de determinados individuos, cuando son comparados con otras personas que poseen habilidades semejantes, a actuar rápidamente ante variadas situaciones. La IF, como se ha mencionado, se asocia a entusiasmo, búsqueda de aventuras y actividad. Este rasgo se caracteriza por un estilo de procesamiento rápido y efectivo donde los individuos se benefician por su actuar veloz. La ID, por otro lado, se muestra asociada a un comportamiento atropellado, tendiente al desorden, sin tener en cuenta todas las opciones presentes

en las situaciones al momento de tomar decisiones. Esto se combina con la despreocupación por las consecuencias de los actos al no poder preverlos.

Modelo de Barratt

Barratt, Stanford, Kent y Felthous (1997) proponen una definición biopsicosocial de la impulsividad que hace consideraciones sobre diversos aspectos. Es definida por estos autores como una predisposición a realizar acciones rápidas y no reflexivas en respuesta a estímulos internos y/o externos a pesar de las consecuencias negativas que podrían tener éstas tanto para la misma persona como para terceros. La impulsividad es pensada como una tendencia psicobiológica que predispone a un espectro de comportamientos más que a una acción en particular.

Los individuos con alta impulsividad pueden ser analizados en: a) Un nivel conductual, donde podría observarse una sensibilidad reducida a las consecuencias negativas desencadenadas por sus propios actos, así como una velocidad de reacción elevada que no permitiría un procesamiento adecuado de la información, tanto de estímulos internos como externos. Esto acarrearía una ausencia de consideración acerca del efecto de dicho acto a largo término. b) Un nivel social, donde se entiende a la impulsividad como una conducta desarrollada en un ambiente familiar en el que el niño ha aprendido a reaccionar de modo rápido para la obtención de lo deseado. Dicha conducta implica riesgos y sus consecuencias no son consideradas por el individuo para sí, ni para terceras personas (Orozco-Cabal, Barratt, & Buccello, 2007).

Luego de la revisión de las escalas de la Barratt Impulsiveness Scale - 11 (BIS-11) se llegó a determinar una estructura factorial de seis componentes principales: El factor I planteado como impulsividad motora (IM), combina las

dimensiones 2 (motora) y 5 (perseverancia), caracterizando una tendencia general a actuar motivado por las emociones del momento. El factor II definido como impulsividad atencional (IA), combina las dimensiones 1 (atención) y 6 (inestabilidad cognitiva). Ambas refieren a un bajo control sobre la intrusión de pensamientos, y dificultades para la atención sostenida. El factor III, llamado impulsividad por imprevisión (II), combina las dimensiones 3 (autocontrol) y 4 (complejidad cognitiva), siendo éste un estilo de procesamiento de la información apresurado que lleva a tomar decisiones rápidamente, sin planear y con orientación hacia el presente (Chahin, Cosi, Lorenzo-Seva, & Vigil-Colet, 2005).

Modelo de Whiteside y Lynam

Whiteside y Lynam (2001) plantean un modelo multifactorial de la impulsividad. El mismo se basa en la teoría de los cinco grandes factores de la personalidad (McCrae & Costa, 1999). Dicho modelo contempla cuatro clases de impulsividad las cuales pueden ser analizadas a partir del cuestionario Neuroticism Extraversion Openness - Personality Inventory Revised (NEO-PIR; Schmitt, Allik, McCrae, & Benet-Martínez, 2007). Los autores también utilizan teorías del refuerzo para explicar cómo estas tendencias generan el aprendizaje de estos comportamientos y su mantenimiento en el tiempo.

Los cuatro factores que presentan están relacionados con escalas específicas del inventario NEO-PIR:

1) La subescala impulsividad (*impulsivity*) del factor neuroticismo. Esta escala estaría asociada con los comportamientos compulsivos, mediante los cuales el individuo intenta evitar, por refuerzo negativo, el malestar ocasionado por el distrés. Los autores llaman urgencia (*urgency*) a esta característica dependiente de

la alta emocionalidad y de la inhabilidad para controlar los impulsos.

2) La subescala búsqueda de excitación (*excitement seeking*) del factor extroversión. Esta escala está relacionada con los aprendizajes basados en el refuerzo positivo. El individuo encontraría a partir de este rasgo niveles motivacionales que le hacen tender hacia la aproximación conductual sobre objetivos placenteros a partir de señales condicionadas apetitivas. Los autores denominan búsqueda de sensaciones (*sensation seeking*) a esta faceta de la extroversión.

3) La subescala reflexión o deliberación (*deliberation*) del factor escrupulosidad. Las bajas puntuaciones en esta escala permitirían operacionalizar la impulsividad propiamente dicha o el actuar sin pensar. Whiteside y Lynam la llaman falta de planificación o premeditación (*lack of planning*).

4) La subescala autodisciplina (*self-discipline*) del factor escrupulosidad. Las puntuaciones bajas en esta escala permitirían medir la falta de persistencia del individuo para mantener un comportamiento en ausencia de recompensas: esto se manifiesta como inconstancia, tendencia al aburrimiento, etc., se denomina falta de persistencia (*lack of persistence*) a este tipo de comportamientos.

Los autores han creado la escala: Urgency Persistence Planning Sensation - Revised (UPPS-R; Whiteside, Lynam, Millar, & Reynolds, 2005), basándose en las cuatro facetas de la impulsividad descriptas por el modelo NEO-PIR. Se ha probado la sensibilidad de las variables de impulsividad de la UPPS-R para discriminar, entre diversos cuadros psicopatológicos, la presencia o no de conductas antisociales. Así, en sujetos con diagnóstico de trastorno límite de la personalidad, jugadores compulsivos y alcohólicos, pudo identificarse comorbilidad con el trastorno antisocial de la personalidad por sus altas puntuaciones en las escalas de urgencia, falta de planificación y búsqueda de sensacio-

nes de dicho inventario. En el caso de pacientes alcohólicos un estudio (Whiteside & Lynam, 2009) indica que elevadas puntuaciones en la escala urgencia de la UPPS-R estaría relacionada, también, con un subtipo particular de alcoholismo con altas comorbilidades en psicopatología. En pacientes con trastornos de obesidad la urgencia mostró ser el factor más destacado para el mantenimiento de los problemas conductuales en torno a la alimentación (Billieux, Gay, Rochat, & Van der Linden, 2010).

El presente trabajo se propone comparar varias escalas que operacionalizan el complejo constructo de la impulsividad intentando ver en cuántos subtipos es posible agrupar dichas descripciones del término. El propósito es alcanzar un instrumento psicométrico capaz de medir las diferentes manifestaciones de estas variables personológicas.

Método

Participantes

La muestra estuvo conformada por 675 participantes voluntarios de la población general de Capital Federal de Buenos Aires. La misma consta de una proporción similar de hombres y de mujeres (57% mujeres), la edad promedio fue de 33.5 años (DE = 15.7) con edades comprendidas en un rango de 18 a 81 años de edad. La mediana de edad de la muestra fueron de 26 años. En cuanto a los estudios alcanzados la muestra estuvo compuesta por un 3% de personas con estudios primarios, un 30% con estudios secundarios, un 58% con estudios terciarios/universitarios y un 5% con estudios de posgrado.

Instrumentos

Se aplicaron varias escalas que por su contenido refieren a los conceptos de impulsividad de Whiteside y Lynam (2001). Del Tem-

perament and Character Inventory - Revised (TCI-R; Cloninger, Przybeck, Svrakic, & Wetzel, 1994) se utilizaron las subescalas de la dimensión búsqueda de novedad (BN). Para este fin se aplicó la versión local de este instrumento (Squillace et al., 2014). Para el análisis factorial, sólo se trabajó con los ítems correspondientes a las subescalas de la dimensión BN: Exploración (*exploration*) de siete ítems, impulsividad (*impulsivity*) de cinco ítems, extravagancia (*extravagance*) de siete ítems y desorden (*disorder*) de cuatro ítems. Éstas se responden con una escala Likert de cinco opciones. Las opciones son las siguientes: *totalmente de acuerdo, de acuerdo, no puedo decidirme, en desacuerdo y totalmente en desacuerdo*.

A su vez, se evaluaron cuatro subescalas del Neuroticism, Extraversion and Openness to Experience Personality Inventory - Revised (NEO-PIR; Costa & McCrae, 2000). Las subescalas empleadas fueron: Impulsividad (*impulsivity*) de ocho ítems, búsqueda de Excitación (*excitement seeking*) de ocho ítems, autodisciplina (*self-discipline*) de ocho ítems y deliberación (*deliberation*) de ocho ítems. Las puntuaciones de las escalas autodisciplina y deliberación fueron invertidas para medir la característica opuesta, falta de disciplina e irreflexión, respectivamente. Los ítems de las cuatro escalas fueron intercalados formando un inventario con los 32 reactivos. Los mismos se contestan con una escala Likert de cinco opciones. Las opciones son las siguientes: *totalmente de acuerdo, de acuerdo, no puedo decidirme, en desacuerdo y totalmente en desacuerdo*.

El tercer instrumento implementado fue una adaptación de las escalas de la prueba Urgency Premeditation Perseverance Sensation Seeking (UPPS; Whiteside et al. 2005). De los 45 ítems de la prueba doce corresponden a la escala de urgencia (*urgency*), once a falta de premeditación (*lack of premeditation*), diez a falta de perseverancia (*lack of perseverance*) y doce a búsqueda de sensaciones (*sensation see-*

king). Los mismos se contestan con una escala Likert de cinco opciones. Las opciones son las siguientes: *totalmente de acuerdo, de acuerdo, no puedo decidirme, en desacuerdo y totalmente en desacuerdo*.

Procedimiento

Los ítems de las escalas (100 en total) fueron aleatorizados de forma de constituir un nuevo inventario que evite efectos del orden de presentación. Se respetó la escala Likert común a los tres inventarios que consiste en cinco opciones de respuesta.

El muestreo fue de tipo no probabilístico por conveniencia y en cadena de manera combinada (Montero & León, 2005). Los participantes fueron contactados a través de estudiantes de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires de acuerdo a criterios de inclusión. Dichos criterios fueron los siguientes: los participantes no debían ser profesionales psicólogos o estudiantes de psicología, no debían estar tomando medicación psiquiátrica ni tener diagnóstico de trastorno psicopatológico. También se ponderó si los individuos se encontraban en buenas condiciones para realizar la tarea al momento de la evaluación, excluyéndose situaciones de fiebre, dolor, depresión o ansiedad evidentes.

Una vez encontrados los sujetos se les pidió su participación voluntaria en la experiencia y se les garantizó la confidencialidad de los datos que fueran a ser suministrados. Se les pidió que firmaran un consentimiento informado (basado en las declaraciones de la Asamblea Médica Mundial de Helsinki), en el cual el responsable de la experiencia se comprometía al estricto respeto de la confidencialidad y anonimato de los datos recabados.

Tratamiento estadístico de los datos

Para investigar el comportamiento de los ítems y su posible agrupación en factores se utilizó un análisis factorial exploratorio a través del programa FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013). Se prefirió este análisis, en lugar del análisis factorial confirmatorio, debido a que no se buscaba probar un modelo sino conocer la estructura subyacente al conjunto de observaciones y el comportamiento de las mismas. La función de la teoría ha sido la de permitir el planteo de una serie de hipótesis respecto del número de factores que se esperaba encontrar y la relación entre ellos; sin embargo, el uso de los tres instrumentos en nuestro medio es insuficiente para especificar un modelo confirmatorio. Los índices de asimetría y curtosis de Mardia (1970) indican una distribución levemente alejada de la normalidad en los ítems (asimetría = 386.772, $p = 1.000$; curtosis = 56.027, $p < .001$) Debido a que muchos de los ítems se alejan de la distribución normal se recurrió a una matriz de dispersión con correlaciones policóricas. Para calcular el número de dimensiones en el inventario se aplicó el procedimiento de análisis paralelos de óptima implementación, conjuntamente se extrajo la cantidad de factores recurriendo al procedimiento de mínimos cuadrados no ponderados. Se consideró, a su vez, el autovalor mayor a uno según el criterio KMO de Kaiser.

Se utilizó el método promin como método de rotación oblicua por considerar que los constructos se encontrarían relacionados (Lorenzo-Seva, 1999). Se realizaron todos estos procedimientos para la muestra completa, para la submuestra de mujeres y para la submuestra de hombres. Para estimar la confiabilidad del instrumento se analizó la consistencia interna de las escalas a partir de la aplicación del coeficiente omega de Heise y Bohrnstedt (McDonald, 1999).

Con el fin de observar la consistencia del análisis factorial hallado, se decidió llevar a cabo un análisis en muestras independientes (García-Cueto, 1994). Se utilizó el coeficiente de congruencia de Wrigley y Neuhaus (1955) para mismas variables en muestras independientes a través de la propuesta de cálculo de Domínguez-Lara (2013). Las muestras independientes son las dos estructuras factoriales observadas en las submuestras de hombres y mujeres.

Resultados

Siguiendo el criterio propuesto por Hair, Anderson, Tatham y Black (1998) se eliminaron los ítems cuyos pesajes fueran inferiores a .30 y aquellos que cargaran de forma compleja en más de un factor. No se encontraron ítems complejos al analizar los datos. Sí se descartaron los ítems que cargaban con un bajo pesaje.

Los ítems con bajos coeficientes fueron 53. Se describen a continuación aquellos reactivos cuyos pesajes no se ajustaban a los criterios establecidos:

1) Ítems que pierden las subescalas del TCI-R: Exploración cinco ítems, impulsividad cero ítems, extravagancia seis ítems, y desorden cuatro ítems.

2) Ítems que pierden las subescalas del NEO-PIR: Impulsividad cinco ítems, búsqueda de excitación dos ítems, deliberación seis ítems y autodisciplina cinco ítems.

3) Ítems que pierden las subescalas del UPPS: Urgencia tres ítems, búsqueda de sensaciones dos ítems, falta de premeditación siete ítems y falta de persistencia siete ítems.

Los ítems que sí se mantuvieron (47 ítems) se reagruparon para su análisis. En la Tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de los mismos.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de los ítems del CUBI.

Item	Media	Intervalo confianza (95%)	Varianza	Asimetría	Curtosis
1	2.86	(2.73 2.99)	1.70	0.01	-1.27
2	2.65	(2.53 2.77)	1.55	0.34	-1.03
3	3.58	(3.46 3.70)	1.53	-0.70	-0.57
4	2.88	(2.75 3.02)	1.84	0.07	-1.31
5	2.14	(2.04 2.25)	1.15	1.05	0.47
6	3.36	(3.24 3.48)	1.59	-0.53	-0.94
7	3.10	(2.98 3.22)	1.41	-0.20	-0.84
8	2.40	(2.30 2.51)	1.08	0.66	-0.37
9	2.68	(2.56 2.80)	1.49	0.30	-1.06
10	2.82	(2.67 2.97)	2.25	0.11	-1.44
11	3.14	(3.02 3.26)	1.47	-0.39	-1.09
12	2.56	(2.46 2.67)	1.18	0.68	-0.45
13	2.55	(2.44 2.66)	1.19	0.40	-0.83
14	2.35	(2.23 2.46)	1.41	0.68	-0.51
15	2.72	(2.61 2.84)	1.27	0.30	-1.01
16	2.43	(2.31 2.55)	1.47	0.59	-0.77
17	2.19	(2.08 2.30)	1.29	0.90	-0.00
18	2.23	(2.13 2.33)	0.96	0.82	0.12
19	2.41	(2.29 2.53)	1.60	0.62	-0.72
20	2.51	(2.41 2.62)	1.19	0.58	-0.69
21	3.15	(3.04 3.27)	1.33	-0.33	-0.99
22	2.79	(2.67 2.90)	1.26	0.35	-0.88
23	2.66	(2.55 2.77)	1.25	0.38	-0.90
24	2.93	(2.82 3.05)	1.34	0.06	-1.07
25	2.27	(2.18 2.36)	0.84	0.84	0.55
26	2.45	(2.35 2.54)	0.95	0.74	-0.29
27	2.91	(2.78 3.03)	1.67	0.12	-1.29
28	3.18	(3.07 3.29)	1.31	-0.24	-0.81
29	3.07	(2.93 3.20)	1.89	-0.21	-1.28
30	2.33	(2.23 2.43)	0.99	0.83	0.17
31	2.57	(2.46 2.69)	1.33	0.35	-0.84
32	2.37	(2.28 2.47)	0.96	0.69	-0.39
33	3.26	(3.14 3.37)	1.30	-0.36	-0.95
34	2.99	(2.85 3.13)	2.08	-0.06	-1.41
35	2.49	(2.39 2.59)	1.03	0.52	-0.63
36	3.31	(3.19 3.42)	1.34	-0.43	-0.89
37	2.52	(2.42 2.62)	1.04	0.58	-0.34
38	2.37	(2.27 2.46)	0.91	0.70	-0.27
39	2.97	(2.85 3.09)	1.41	-0.00	-1.22
40	2.94	(2.80 3.08)	1.99	-0.00	-1.38

Item	Media	Intervalo		Varianza	Asimetría	Curtosis
		confianza	(95%)			
41	3.27	(3.15 3.39)		1.56	-0.31	-1.11
42	2.97	(2.85 3.09)		1.48	-0.22	-1.21
43	2.41	(2.31 2.50)		0.95	0.66	-0.12
44	2.72	(2.58 2.86)		2.00	0.21	-1.36
45	2.86	(2.72 3.00)		2.02	0.08	-1.39
46	2.83	(2.71 2.95)		1.50	0.17	-1.16
47	3.48	(3.35 3.62)		1.97	-0.60	-0.98

Las ocho escalas de subtipos de impulsividad fueron agrupadas en tres factores como la estructura más adecuada. El KMO obtenido fue .902 indicando una muy adecuada interrelación entre los ítems que permite realizar un análisis de componentes principales de los datos. La prueba de esfericidad de Bartlett indica también valores adecuados ($\chi^2_{(1081)} = 1081, p < .001$). La determinante para el análisis de la matriz es adecuada ($p < .001$), así como el índice de bondad de ajuste (GFI = .96).

Tras aplicarse el análisis en paralelo de óptima implementación se obtuvieron tres factores con autovalores superiores a la unidad. Luego de realizada la rotación de los factores, los autovalores obtenidos fueron los siguientes: El factor I, explica el 23.3% de la varianza total; el factor II, el 13.6%, y el factor III el 9.1%. Los tres factores explican el 46% de la varianza, siendo este un criterio aceptable para establecer la presencia de tres factores.

A partir de la observación del gráfico de sedimentación se coincidió también en que los datos obtenidos ajustaban a la presencia clara de tres factores.

Siguiendo el criterio empleado por [Tabachnick y Fidell \(2001\)](#), primero se realizó una rotación oblicua inicial y se revisaron las correlaciones entre factores. Para su interpretación se utilizó la matriz de configuración. En la Tabla 2 se muestran los pesajes de cada ítem dentro de cada escala de los subtipos de impulsividad. Según el contenido de los ítems se ha denominado

a los factores como Urgencia Compulsiva (Factor I), Impulsividad por Imprevisión (Factor II) y Búsqueda de Sensaciones (Factor III).

Tabla 2

Pesajes de los ítems dentro de cada factor en la matriz de configuración.

Factor I Urgencia Compulsiva		Factor II Impulsividad por Imprevisión		Factor III Búsqueda de Sensaciones	
Ítem	Pesaje	Ítem	Pesaje	Ítem	Pesaje
33	.77	38	.75	44	.81
46	.76	37	.68	34	.80
23	.73	43	.67	29	.79
41	.76	35	.66	47	.76
39	.73	5	.63	19	.76
11	.66	32	.61	42	.76
6	.61	30	.59	40	.76
9	.59	20	.59	36	.72
27	.52	13	.59	17	.69
4	.45	25	.58	31	.67
3	.38	26	.55	24	.63
		15	.55	45	.63
		2	.53	10	.61
		18	.52	7	.56
		8	.50	1	.54
		12	.46	14	.53
		16	.47	21	.53
		22	.47	28	.45

Nota. Rotación oblicua - método promin.

Se describe a continuación la composición de los ítems pertenecientes a las diferentes escalas reagrupadas dentro de los tres factores encontrados:

1) Ítems que se agrupan en el Factor I - Urgencia Compulsiva: Impulsividad (NEO-PIR) tres ítems y urgencia (UPPS) ocho ítems.

2) Ítems que se agrupan en el Factor II - Impulsividad por Imprevisión: Impulsividad (TCI-R) cinco ítems, extravagancia (TCI-R) un ítem, falta de reflexión (NEO-PIR) dos ítems, falta de autodisciplina (NEO-PIR) tres ítems,

falta de reflexión (UPPS) cuatro ítems y falta de perseverancia (UPPS) tres ítems.

3) Ítems que se agrupan en el Factor III - Búsqueda de Sensaciones: Exploración (TCI-R) dos ítems, búsqueda de excitación (NEO-PIR) seis ítems y búsqueda de sensaciones (UPPS) diez ítems.

La consistencia interna de las tres escalas fue estimada a partir del coeficiente omega de McDonald para cada uno de los factores. Los coeficientes obtenidos fueron los siguientes: Factor I - Urgencia Compulsiva, $\omega = .87$ (11 ítems); Factor II - Impulsividad por Imprevisión, $\omega = .88$ (18 ítems); Factor III - Búsqueda de Sensaciones, $\omega = .92$ (18 ítems). Los resultados de las escalas oscilaron entre los valores .87 y .92 para el coeficiente omega de McDonald. Esto sugiere que dentro de cada factor los ítems muestran, todos ellos, un muy buen grado de consistencia interna y homogeneidad.

Se aplicó el coeficiente producto-momento r de Pearson para observar las correlaciones entre las tres escalas. Todas mostraron asociaciones positivas y significativas (ver Tabla 3).

Tabla 3
Correlaciones entre las cuatro escalas obtenidas (N = 665).

	Impulsividad por Imprevisión	Urgencia Compulsiva
Búsqueda de Sensaciones	.19**	.23**
Impulsividad por Imprevisión		.33**

Nota. ** Las correlaciones son significativas: $p < .01$ (bilateral).

El análisis de discriminación de los ítems indica que los ítems distinguen de manera confiable entre bajas y altas puntuaciones en cada uno de los tres subtipos de impulsividad para las tres escalas halladas.

Se llevó a cabo el análisis factorial de

forma independiente para mujeres y hombres. El análisis factorial exploratorio para mujeres arrojó resultados similares al análisis general, sin necesidad de extraer nuevos ítems y sin que surgieran comportamientos complejos en los mismos. En la Tabla 4 se muestran los estadísticos descriptivos de los ítems en la muestra de mujeres.

Tabla 4
Estadísticos descriptivos de los ítems del CUBI en las mujeres de la muestra.

Item	Media	Intervalo confianza (95%)	Varianza	Asimetría	Curtosis
1	2.79	(2.62 2.96)	1.71	0.09	-1.29
2	2.64	(2.48 2.80)	1.55	0.30	-1.09
3	3.62	(3.46 3.78)	1.47	-0.73	-0.50
4	3.07	(2.89 3.25)	1.93	-0.09	-1.35
5	2.18	(2.03 2.32)	1.23	1.04	0.35
6	3.50	(3.34 3.65)	1.59	-0.53	-0.94
7	2.96	(2.80 3.11)	1.44	-0.06	-0.96
8	2.41	(2.27 2.55)	1.16	0.57	-0.60
9	2.69	(2.54 2.85)	1.52	0.34	-1.07
10	2.82	(2.62 3.02)	2.42	0.12	-1.54
11	3.24	(3.09 3.39)	1.38	-0.54	-0.88
12	2.55	(2.41 2.68)	1.11	0.63	-0.49
13	2.59	(2.45 2.73)	1.19	0.33	-0.96
14	2.05	(1.92 2.18)	1.41	1.03	0.67
15	2.76	(2.61 2.90)	1.30	0.27	-0.99
16	2.41	(2.26 2.57)	1.42	0.56	-0.81
17	2.03	(1.88 2.17)	1.20	1.12	0.60
18	2.30	(2.17 2.43)	1.03	0.71	-0.22
19	2.32	(3.06 3.37)	1.40	-0.41	-0.96
20	2.59	(2.44 2.72)	1.20	0.48	-0.89
21	3.22	(3.06 3.37)	1.40	-0.41	-0.96
22	2.81	(2.67 2.96)	1.27	0.19	-0.96
23	2.75	(2.61 2.89)	1.26	0.30	-1.03
24	2.97	(2.81 3.12)	1.40	0.05	-1.13
25	2.25	(2.13 2.36)	0.82	0.80	0.49
26	2.53	(2.40 2.66)	0.98	0.65	-0.48
27	3.04	(2.87 3.20)	1.71	-0.03	-1.33
28	3.21	(3.06 3.35)	1.34	-0.27	-0.81
29	2.82	(2.64 3.00)	1.92	0.05	-1.36

Item	Media	Intervalo confianza (95%)	Varianza	Asimetría	Curtosis
30	2.36	(2.22 2.49)	1.05	0.86	0.07
31	2.49	(2.34 2.64)	1.36	0.49	-0.76
32	2.35	(2.34 2.64)	1.36	0.49	-0.76
33	3.39	(3.25 3.54)	1.27	-0.43	-0.85
34	2.85	(2.66 3.04)	2.18	0.10	-1.46
35	2.57	(2.44 2.70)	1.02	0.44	-0.87
36	3.24	(3.09 3.39)	1.44	-0.29	-1.07
37	2.54	(2.40 2.67)	1.09	0.50	-0.43
38	2.48	(2.36 2.60)	0.93	0.59	-0.55
39	3.07	(2.92 3.23)	1.42	-0.12	-1.20
40	2.55	(2.38 2.72)	1.76	0.35	-1.18
41	3.36	(3.20 3.52)	1.49	-0.45	-0.91
42	2.81	(2.65 2.97)	1.52	-0.09	-1.37
43	2.42	(2.30 2.55)	0.97	0.57	-0.27
44	2.57	(2.39 2.75)	1.89	0.36	-1.22
45	2.57	(2.40 2.75)	1.86	0.39	-1.20
46	2.91	(2.75 3.07)	1.53	0.09	-1.20
47	3.26	(3.07 3.44)	2.04	-0.38	-1.25

Volvió a realizarse la medición de adecuación muestral para el subgrupo de las mujeres. Las ocho escalas de subtipos de impulsividad fueron agrupadas en tres factores como la estructura más adecuada. El KMO obtenido fue .884 indicando una adecuada interrelación entre los ítems que permite realizar un análisis de componentes principales de los datos. La prueba de esfericidad de Bartlett indica también valores adecuados ($\chi^2_{(1081)} = 9851.6, p < .001$). La determinante para el análisis de la matriz es adecuada (.000), así como el índice de bondad de ajuste (GFI = .96).

Tras aplicar el análisis en paralelo de óptima implementación se obtuvieron tres factores con autovalores superiores a la unidad. Luego de realizada la rotación de los factores, los autovalores obtenidos fueron los siguientes: El factor I, explica el 25.2% de la varianza total; el factor II, el 12.6%, y el factor III el 9.2%. Los tres factores explican el 47% de la varianza, siendo este un criterio aceptable para establecer

la presencia de tres factores.

Siguiendo el criterio empleado por *Tabachnick y Fidell (2001)*, primero se realizó una rotación oblicua inicial y se revisaron las correlaciones entre factores. Para su interpretación se utilizó la matriz de configuración. En la Tabla 5 se muestran los pesajes de cada ítem dentro de cada escala de los subtipos de impulsividad. Según el contenido de los ítems se ha denominado a los factores Impulsividad por Imprevisión (Factor I), Urgencia Compulsiva (Factor II) y Búsqueda de Sensaciones (Factor III).

Tabla 5

Pesajes de los ítems dentro de cada factor en la matriz de configuración sólo en la muestra de mujeres.

Factor I Impulsividad por Imprevisión		Factor II Urgencia Compulsiva		Factor III Búsqueda de Sensaciones	
Ítem	Pesaje	Ítem	Pesaje	Item	Pesaje
38	.73	46	.71	44	.85
35	.73	33	.77	34	.84
37	.60	23	.73	29	.82
20	.63	39	.73	19	.82
30	.62	41	.79	40	.81
32	.61	11	.55	42	.78
26	.61	6	.63	47	.78
15	.62	9	.53	36	.74
43	.60	27	.55	31	.68
25	.59	4	.46	17	.67
13	.58	3	.35	10	.67
5	.58			1	.66
2	.55			45	.64
18	.52			24	.62
8	.48			21	.61
22	.46			14	.55
16	.46			7	.50
12	.43			28	.44

Nota: Rotación oblicua - método promin.

El análisis factorial exploratorio para la muestra de hombres indicó nuevamente resultados similares, sin necesidad de extraer nuevos ítems, y no surgieron comportamientos comple-

jos en los mismos. En la Tabla 6 se muestran los estadísticos descriptivos de los ítems en la muestra de hombres.

Tabla 6
Estadísticos descriptivos de los ítems del CUBI en los hombres de la muestra.

Item	Media	Intervalo confianza (95%)	Varianza	Asimetría	Curtosis
1	2.95	(2.75 3.15)	1.68	-0.11	-1.22
2	2.66	(2.46 2.85)	1.55	0.41	-0.96
3	3.52	(3.32 3.72)	1.61	-0.64	-0.68
4	2.62	(2.42 2.81)	1.56	0.24	-1.18
5	2.10	(1.94 2.25)	1.04	1.03	0.57
6	3.16	(2.96 3.36)	1.72	-0.31	-1.21
7	3.30	(3.13 3.48)	1.30	-0.40	-0.52
8	2.40	(2.25 2.55)	0.97	0.80	0.03
9	2.65	(2.47 2.84)	1.45	0.26	-1.04
10	2.82	(2.60 3.04)	2.01	0.10	-1.29
11	2.98	(2.79 3.17)	1.56	-0.17	-1.25
12	2.59	(2.42 2.77)	1.27	0.72	-0.46
13	2.50	(2.33 2.66)	1.20	0.50	-0.62
14	2.78	(2.58 2.97)	1.63	0.20	-1.17
15	2.68	(2.51 2.85)	1.24	0.32	-1.04
16	2.45	(2.26 2.64)	1.55	0.63	-0.72
17	2.42	(2.24 2.60)	1.34	0.66	-0.46
18	2.14	(1.99 2.28)	0.86	0.96	0.77
19	2.54	(2.34 2.74)	1.69	0.48	-0.95
20	2.41	(2.25 2.58)	1.15	0.76	-0.30
21	3.07	(2.89 3.24)	1.23	-0.22	-1.00
22	2.74	(2.57 2.92)	1.25	0.58	-0.72
23	2.53	(2.36 2.70)	1.21	0.51	-0.65
24	2.88	(2.71 3.06)	1.25	0.07	-1.00
25	2.31	(2.17 2.46)	0.86	0.90	0.58
26	2.34	(2.19 2.48)	0.89	0.87	0.06
27	2.72	(2.53 2.92)	1.57	0.33	-1.13
28	3.15	(2.97 3.32)	1.28	-0.20	-0.82
29	3.41	(3.21 3.61)	1.64	-0.58	-0.80
30	2.29	(2.15 2.44)	0.90	0.76	0.24
31	2.69	(2.51 2.86)	1.28	0.17	-0.86
32	2.40	(2.25 2.56)	0.97	0.71	-0.31
33	3.06	(2.89 3.24)	1.29	-0.29	-1.09
34	3.19	(2.98 3.40)	1.88	-0.27	-1.21

Item	Media	Intervalo confianza (95%)	Varianza	Asimetría	Curtosis
35	2.37	(2.22 2.53)	1.02	0.66	-0.22
36	3.40	(3.23 3.56)	1.18	-0.64	-0.49
37	2.50	(2.34 2.65)	0.96	0.68	-0.22
38	2.21	(2.07 2.36)	0.86	0.90	0.31
39	2.82	(2.64 3.00)	1.39	0.17	-1.17
40	3.48	(3.27 3.69)	1.80	-0.55	-0.97
41	3.13	(3.27 3.69)	1.80	-0.55	-0.97
42	3.20	(3.02 3.37)	1.32	-0.36	-0.90
43	2.38	(2.23 2.53)	0.92	0.79	0.11
44	2.92	(2.70 3.15)	2.09	-0.01	-1.45
45	3.28	(3.07 3.50)	1.96	-0.36	-1.20
46	2.71	(2.53 2.90)	1.43	0.29	-1.05
47	3.81	(3.60 4.01)	1.72	-0.97	-0.23

Las ocho escalas de subtipos de impulsividad fueron agrupadas en tres factores como la estructura más adecuada. El KMO obtenido fue .808 indicando una adecuada interrelación entre los ítems que permite realizar un análisis de componentes principales de los datos. La prueba de esfericidad de Bartlett indica también valores adecuados ($\chi^2_{(1081)} = 6546.9, p < .000$). La determinante para el análisis de la matriz es adecuada (.000), así como el índice de bondad de ajuste (GFI = .94).

Tras aplicar el análisis en paralelo de óptima implementación se obtuvieron tres factores con autovalores superiores a la unidad. Luego de realizada la rotación de los factores, los autovalores obtenidos fueron los siguientes: El factor I, explica el 20.7% de la varianza total; el factor II, el 13.4%, y el factor III el 8.3%. Los tres factores explican el 42.4% de la varianza, siendo este un criterio aceptable para establecer la presencia de tres factores. En la Tabla 7 pueden observarse los pesajes obtenidos dentro de cada factor por cada uno de los ítems al realizarse el análisis sólo para el caso de los hombres.

Tabla 7

Pesajes de los ítems dentro de cada factor en la matriz de configuración sólo en la muestra de hombres.

Factor I Búsqueda de Sensaciones		Factor II Impulsividad por Imprevisión		Factor III Urgencia Compulsiva	
Ítem	Pesaje	Ítem	Pesaje	Item	Pesaje
44	.76	37	.74	46	.81
34	.74	38	.73	39	.73
29	.73	43	.71	41	.71
19	.69	5	.68	11	.74
47	.68	32	.60	9	.67
24	.66	20	.59	33	.67
36	.64	13	.58	23	.66
17	.64	18	.53	6	.65
42	.64	25	.53	27	.46
7	.63	35	.53	4	.41
40	.61	30	.53	3	.38
31	.60	16	.50		
10	.52	8	.49		
45	.51	26	.48		
21	.46	2	.45		
28	.48	12	.47		
14	.38	22	.42		
1	.36	15	.39		

Nota: Rotación oblicua - método promin.

Al tomar la muestra de mujeres y de hombres como dos grupos de comparación independientes se evaluó el coeficiente de congruencia para las mismas variables y muestras distintas (García-Cueto, 1994). Los coeficientes para los tres factores fueron los siguientes: Factor I - Urgencia Compulsiva ($J = .987, p < .001$); Factor II - Impulsividad por Imprevisión ($J = .984, p < .001$), y Factor III - Búsqueda de Sensaciones ($J = .989, p < .001$). Los coeficientes hallados indican una muy buena congruencia entre las estructuras factoriales de las muestras de hombres y mujeres.

Discusión

Siguiendo los hallazgos encontrados en este trabajo podría concluirse que la complejidad de los modelos que describen la impulsividad se adecúa a por lo menos tres tipos de categorizaciones del fenómeno, según el contenido de los ítems que covarían.

a) El primer factor se relaciona con todas aquellas conductas definidas por la búsqueda de actividad y de refuerzo positivo, así como la evitación activa de la frustración. El contenido de los ítems puede ser común como categoría a la búsqueda de aventuras (Eysenck & Eysenck, 1977), la IF (Dickman, 2000), la impulsividad como característica de la hiperactividad del SAC (Gray & McNaughton, 2003; Russo et al., 2008; Wallace et al., 2009); la exploración como faceta de la BN (Cloninger, 1987; Goncalves & Cloninger, 2010), la búsqueda de sensaciones no impulsiva (Zuckerman, 2007), la impulsividad motora (Chahin et al., 2005) y la búsqueda de excitación (Whiteside & Lynam, 2001, 2009). Este subtipo de impulsividad, presente en diversos modelos teóricos, hace referencia a la alta sensibilidad a las señales de recompensa por parte de ciertos individuos, lo cual les promueve placenteramente a la búsqueda de novedad, excitación y sensaciones en general. El aprendizaje de estos comportamientos se refuerza directamente por la excitación inmediata obtenida, generando refuerzo positivo de estos comportamientos y su aprendizaje. Este subtipo es denominado en este trabajo Búsqueda de Sensaciones.

b) Por otro lado, se puede considerar a la impulsividad propiamente dicha, como el actuar rápido de forma no premeditada debido a una baja conciencia de las consecuencias o por la subestimación de las mismas. Este segundo factor está relacionado con ítems que denotan un estilo que no atiende a todas las opciones presentes al momento de la toma de decisiones. Bajo esta definición podemos encontrar a la im-

pulsividad en sentido estricto, (Eysenck & Eysenck, 1977), la ID (Dickman, 2000), la impulsividad y extravagancia como rasgos de la BN (Goncalves & Cloninger, 2010), la búsqueda de experiencias, la desinhibición y la susceptibilidad al aburrimiento (Zuckerman, 2007), la impulsividad por imprevisión (Barratt et al., 1997), la falta de planificación y la falta de persistencia (Mobb, Crépin, Thiéry, Golay, & Van der Linden, 2010). Los individuos con una elevada impulsividad por imprevisión, persiguen la consecución de respuestas rápidas ante los estímulos, con bajos o nulos procesos cognitivos mediacionales, lo que ocasiona respuestas rápidas con gran probabilidad de comisión de errores. Estos individuos poseen un estilo cognitivo de baja deliberación y planificación del comportamiento, esto ocasionaría la falta de atención a las consecuencias de los propios actos. Este subtipo es denominado en este trabajo Impulsividad por Imprevisión.

c) Otro factor está dado por aquellos comportamientos sostenidos por el alivio de la tensión interna producida por el estrés: los individuos, a través de la evitación activa o la realización de comportamientos compulsivos, buscan calmar el malestar. La impulsividad es entendida aquí como la incapacidad para controlar los impulsos ante la tensión. Así se agrupan bajo este mecanismo la urgencia (Billieux et al., 2010; Mobb et al., 2010; Whiteside & Lynam, 2009); y la impulsividad atencional (Barratt et al., 1997, Chahin et al., 2005). De aquí se desprende que individuos con alta emocionalidad posean esta característica como parte de su neuroticismo. Estas personas pueden sentirse impelidas a realizar comportamientos que son vividos como urgentes e imperiosos para su consumación. Una vez realizadas, estas conductas producen un alivio inmediato y momentáneo que refuerza el comportamiento, aunque el individuo en todo momento pueda ser consciente de lo negativo de su proceder. Este subtipo es denominado en este trabajo Urgencia Compulsiva.

Tal estructura de tres dimensiones de la impulsividad, se halló tanto para la muestra total como para las submuestras de varones y mujeres. Los factores extraídos presentan adecuados índices métricos además de validez de contenido. Para estimar la confiabilidad del instrumento se aplicó el coeficiente omega de McDonald (1999) observándose adecuados índices de consistencia interna para cada escala.

En futuros trabajos se someterá el inventario completo a un análisis factorial confirmatorio para probar la estructura hipotetizada, poniendo a prueba si en nuestro contexto un modelo teórico de tres dimensiones de la impulsividad se ajusta adecuadamente a los datos. El análisis podría contar con el método Schmid-Leimann como proponen Mansolf y Reise (2016). Con un tamaño muestral mayor podría implementarse equivalencia factorial a través del análisis factorial de grupo múltiple, así como índices de congruencia entre grupos distintos además del caso de hombres y mujeres muestreados (García-Cueto, 1994).

Otro elemento importante de este trabajo es la muestra de participantes. La misma aporta el hecho de estar constituida por sujetos de la población general. A diferencia de las muestras de adaptación local frecuentemente utilizadas, en este estudio los participantes no fueron profesionales psicólogos ni estudiantes de psicología. Por lo que, si bien la muestra no es representativa, se ha logrado un elevado número de sujetos y características sociodemográficas heterogéneas.

El instrumento resultante tiene como finalidad ser utilizado en futuras investigaciones sobre tres nociones distintas de la impulsividad. La recopilación de los ítems que han formado las tres dimensiones de la impulsividad ha pasado a integrar un inventario que será objeto de futuras estandarizaciones. El instrumento ha sido bautizado Cuestionario de Urgencia, Búsqueda de Sensaciones e Impulsividad (CUBI). Este inventario ha demostrado validez de contenido en cuanto a estas tres caracterizaciones

de la impulsividad (Squillace & Picón-Janeiro, 2015) y en este trabajo también presenta una buena estructura factorial que lo respalda. La estructura resultante es coincidente con el modelo de Whiteside y Lynam (2009), aunque en este caso no se presenten divididas las facetas falta de previsión y falta de disciplina y pasen a integrar una misma estructura factorial dentro de impulsividad por imprevisión.

Referencias

- Barratt, E. S., Stanford, M. S., Kent, T. A., & Alan, F. (1997). Neuropsychological and cognitive psychophysiological substrates of impulsive aggression. *Biological Psychiatry*, 41(10), 1045-1061. doi: 10.1016/s0006-3223(96)00175-8
- Billieux, J., Gay, P., Rochat, L., & Van der Linden, M. (2010). The role of urgency and its underlying psychological mechanisms in problematic behaviours. *Behaviour Research and Therapy*, 48(11), 1085-1096. doi: 10.1016/j.brat.2010.07.008
- Chahin, N., Cosi, S., Lorenzo-Seva, U., & Vigil-Colet, A. (2005). Stability of the factor structure of Barrat's Impulsivity Scales for children across cultures: A comparison of Spain and Colombia. *Psicothema*, 22(4), 983-989. Recuperado de <http://www.psicothema.com/>
- Cloninger, C. R. (1987). Neurogenetic adaptive mechanisms in alcoholism. *Science*, 236(4800), 410-416. doi: 10.1126/science.2882604
- Cloninger, C. R. (1999). *Personality and Psychopathology*. Arlington, VA: American Psychiatric Press.
- Cloninger, C. R., Przybeck, T. R., Svrakic, D. M., & Wetzel, R. D. (1994). *The temperament and the character inventory (TCI): A guide to its development and use*. St Louis, USA: Center for Psychobiology of Personality, Washington University.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (2000). *Inventario de Personalidad NEO Revisado (NEO-PIR)*. Madrid, España: TEA Ediciones S.A.
- Dickman, S. J. (2000). Impulsivity, arousal and attention. *Personality and Individual Differences* 28(3), 563-581. doi: 10.1016/s0191-8869(99)00120-8
- Dominguez-Lara, S. A. (2013). Coeficiente de congruencia: Propuesta de cálculo. *Pensando Psicología*, 9(16), 107-109. doi: 10.16925/pe.v9i16.622
- Eysenck, H. J. (1982). *Fundamentos biológicos de la personalidad*. Barcelona, España: Fontanella.
- Eysenck, H. J. (1987). *Personalidad y diferencias individuales*. Madrid, España: Ediciones Pirámide, S. A.
- Eysenck, S. B. G., & Eysenck, H. J. (1977). The place of impulsiveness in a dimensional system of personality description. *British Journal of Social Clinical Psychology*, 16(1), 57-68. doi: 10.1111/j.2044-8260.1977.tb01003.x
- Franken, I. H. A., & Muris, P. (2005). Individual differences in decision-making. *Personality and Individual Differences*, 39(5), 991-998. doi: 10.1016/j.paid.2005.04.004
- García-Cueto, E. (1994). Coeficiente de Congruencia. *Psicothema*, 6(3), 465-468. Recuperado de: <http://www.psicothema.com>
- Glicksohn, J., Naftuliev, Y., & Golan-Smooha, H. (2007). Extraversion, psychoticism, sensation seeking and field dependence-independence: Will the true relationship please reveal itself? *Personality and Individual Differences*, 42(7), 1175-1185. doi: 10.1016/j.paid.2006.09.025
- Goncalves, D. M., & Cloninger, C. R. (2010). Validation and normative studies of the Brazilian Portuguese and American versions of the Temperament and Character Inventory - Revised (TCI-R). *Journal of Affective Disorders* 124(1-2), 126-133. doi: 10.1016/j.jad.2009.11.007
- Gray, J. A. (1987). Perspectives on anxiety and impulsivity: A commentary. *Journal of Research in Personality*, 21(4), 493-509. doi: 10.1016/0092-6566(87)90036-5
- Gray, J. A., & McNaughton N. M. (2003). *The neuropsychology of anxiety: an enquiry into the functions of the septo-hippocampal system* (2° ed.). Oxford University Press. doi:10.1093/acprof:oso/9780198522713.001.0001
- Gudjonsson, G. H., & Sigurdsson, J. F. (2007). Motivation for offending and personality. A study among young offenders on probation. *Personality and Individual Differences* 42(3), 311-320. doi: 10.1016/j.paid.2007.02.008

- ty and Individual Differences*, 42(7), 1243-1253. doi:10.1016/j.paid.2006.10.003
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (1998). *Multivariable data analysis*. NJ: Prentice Hall.
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34(3), 347-365. doi: 10.1207/s15327906mbr3403_3
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. doi: 10.1177/0146621613487794
- Mansolf, M., & Reise, S. P. (2016). Exploratory bifactor analysis: The Schmid-Leiman orthogonalization and Jennrich-Bendler analytic rotations. *Multivariate Behavioral Research*, 51(5), 698-717. doi: 10.1080/00273171.2016.1215898
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi:10.2307/2334770
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. Jr. (1999). A five factor theory of personality. En L. Pervin & O. P. John (Eds.), *Handbook of Personality*. New York: Guilford Press.
- McDonald, R.P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum. doi: 10.4324/9781410601087
- Mobbs, O., Crépin, C., Thiéry, C., Golay, A., & Van der Linden, M. (2010). Obesity and the four facets of impulsivity. *Patient Education and Counseling*, 79(3), 372-377. doi: 10.1016/j.pec.2010.03.003
- Montero, I., & León, O. G. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(1), 115-127 Recuperado de: <http://www.aepc.es/ijchp>
- Orozco-Cabal, L. F., Barratt, E. S., & Buccello, R. R. (2007). Implicaciones para el estudio de la neurobiología de la experiencia consciente: El acto impulsivo. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 39(1), 109-126. Recuperado de: <http://www.elsevier.es/es-revista-revista-latinoamericana-psicologia-205>
- Russo, M. P., Leone, L., Lauriola, M., & Lucidi, F. (2008). Impulsivity and reward sensitivity within the PEN model: A test of discriminant hypotheses. *Personality and Individual Differences* 45(7), 624-629. doi: 10.1016/j.paid.2008.07.002
- Schmitt, D. P., Allik, J., McCrae, R. R., & Benet-Martinez, V. (2007). The geographic distribution of big five personality traits: patterns and profiles of human self-description across 56 nations. *Journal of Cross-Cultural Psychology*; 38(2), 173-212. doi: 10.1177/0022022106297299
- Squillace, M., & Picón-Janeiro, J. (2015). El espectro compulsivo-impulsivo: ¿dos factores son suficientes? En M. Etchevers (Presidencia). *Memorias del VII Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología; XXII Jornadas de Investigación; XI Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR - Neuropsicología y Psicología Cognitiva*. Universidad de Buenos Aires, Argentina. Recuperado de: http://www.psi.uba.ar/investigaciones/eventos_cientificos/vii_congreso_memorias/8_neurop_psi_cognit.pdf
- Squillace, M., Picón-Janeiro, J., & Schmidt, V. (2011). El concepto de impulsividad y su ubicación en las teorías psicobiológicas de la personalidad. *Revista Neuropsicología Latinoamericana*, 3(1), 8-18. doi: 10.5579/rnl.2011.0057
- Squillace, M. R., Picón-Janeiro, J. C., & Schmidt, V. (2014). Propiedades psicométricas de escalas. Búsqueda de Novedad y Evitación del Daño del TCI-R. Adaptación local para su evaluación. *Investigaciones en Psicología*, 19(3) 93-112. Recuperado de: <http://www.psi.uba.ar/investigaciones.php?var=investigaciones/revistas/investigaciones/indice/indice.php>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S.(2001). *Using multivariate statistics*. Nueva York, USA: Harper & Row.
- Wallace, J. F., Malterer, M. B., & Newman, J. P. (2009). Mapping Gray's BIS and BAS constructs onto Factor 1 and Factor 2 of Hare's Psychopathy Checklist - Revised. *Personality and Individual Differences*, 47(8), 812-816. doi: 10.1016/j.paid.2009.06.019
- Whiteside, S. P., & Lynam, D. R. (2001). The Five Factor Model and impulsivity: Using a structural model of

personality to understand impulsivity. *Personality and Individual Differences*, 30(4), 669-689. doi: 10.1016/s0191-8869(00)00064-7

Whiteside, S. P., & Lynam, D. R. (2009). Understanding the role of impulsivity and externalizing psychopathology in alcohol abuse: Application of the UPPS Impulsive Behavior Scale. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 1(1), 69-79. doi: 10.1037/1949-2715.S.1.69

Whiteside, S. P., Lynam, D. R., Miller, J. D., & Reynolds, S. K. (2005). Validation of the UPPS impulsive behaviour scale: a four-factor model of impulsivity. *European Journal of Personality*, 19(7), 559-574. doi: 10.1002/per.556

Wrigley, C., & Neuhaus, J. O. (1955). *The Matching of two sets of factors*. Contract Memorandum Report. University of Illinois.

Zuckerman, M. (2007). The sensation seeking scale V (SSS-V): Still reliable and valid. *Personality and Individual Differences*, 43(5), 1303-1305. doi: 10.1016/j.paid.2007.03.021

Validación de la Escala Abreviada de Afrontamiento Religioso Brief-RCOPE en el Contexto Argentino en estudiantes de confesión católica

Joaquín Mezzadra* ¹, Hugo Simkin * ²

1. UBACyT, Universidad de Buenos Aires, Argentina.
2. Universidad de Buenos Aires, Argentina.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 02/11/2016 Revisado: 05/12/2016 Aceptado: 18/12/2016

Resumen

En la actualidad, el estudio del afrontamiento religioso constituye una de las principales líneas de investigación en psicología de la religión. Debido a la escasez de instrumentos que posibiliten su indagación en el contexto argentino, el presente estudio se propone adaptar y validar la Escala Abreviada de Afrontamiento Religioso (B-RCOPE), una de las técnicas más empleadas para su evaluación empírica. Participaron en el presente estudio 200 estudiantes de ambos sexos de colegios secundarios de confesión católica de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA). De acuerdo con los resultados, el análisis factorial confirmatorio presenta un ajuste adecuado a los datos recabados de la población en estudio, de manera similar a lo reportado en otros trabajos. Por su parte, la consistencia interna resultó aceptable tanto para el afrontamiento positivo como para el afrontamiento negativo. De esta manera, los resultados obtenidos indican que la B-RCOPE cuenta con características psicométricas adecuadas, ofreciendo un aporte a la adaptación y la validación de este instrumento para el contexto argentino.

Palabras clave: *afrontamiento religioso, afrontamiento, religiosidad, evaluación*

Abstract

Currently, the study of religious coping is one of the main lines of research in psychology of religion. Since there is a lack of instruments in the Argentinean context, this study aims to adapt and validate the Brief Religious Coping Scale (B-RCOPE), one of the most widely used techniques for empirical evaluation. 200 students of both genders from secondary catholic schools in the Autonomous City of Buenos Aires participated in this study. According to our results, confirmatory factor analysis presents an adequate fit to the data, similar to those reported in other studies. Internal consistency was acceptable for both positive and negative coping. Results indicate that B-RCOPE has adequate psychometric characteristics for use within an Argentinean context.

Keywords: *religious coping, coping, religiosity, measurement*

*Correspondencia a: Joaquín Mezzadra jmezzadra@sociales.uba.ar, Hugo Simkin hugosimkin@psi.uba.ar

Cómo citar este artículo: Mezzadra, J., & Simkin, H. (2017). Validación de la escala abreviada de afrontamiento religioso Brief-RCOPE en el contexto argentino en estudiantes de confesión católica. *Revista Evaluar*, 17(1), 18-28. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revualuar>

Introducción

Durante los últimos veinte años el número de estudios que centran su atención en el papel que ocupa la religión en el afrontamiento de estresores vitales ha crecido exponencialmente (Ano & Vasconcelles, 2005; Pargament, 1997; Phelps et al., 2009). Diferentes autores han observado que algunas personas se apoyan en la religión como un recurso para comprender y afrontar momentos difíciles (Abu-Raiya & Pargament, 2015; Ahles, Mezulis, & Hudson, 2016; Feder et al., 2013). De acuerdo con Pargament (1997), el afrontamiento religioso puede definirse como un proceso orientado y contextual que pone a la religión como el eje central en el desarrollo de estrategias de resolución de conflictos y problemas. A su vez, el autor identifica patrones positivos y negativos de afrontamiento religioso para distinguir dos orientaciones que prevalecen en el individuo al momento de recurrir a la religión como estrategia de afrontamiento: mientras que los patrones positivos reflejan una relación segura con una fuerza trascendente, un sentido de conexión espiritual con los demás, y una visión benevolente del mundo; los negativos, por el contrario, reflejan tensiones espirituales subyacentes, descontento espiritual y luchas dentro de uno mismo, con los demás y con lo divino. Diversos estudios indican que las personas que viven su religión de manera positiva, generando vínculos de confianza con Dios, tienden a sobreponerse a diversos estresores con mayor facilidad que aquellas que experimentan una lucha interna constante con Dios o con su comunidad religiosa (Bryant-Davis et al., 2015; Lee, Nezu, & Nezu, 2014; Rosmarin, Bigda-Peyton, Öngur, Pargament, & Björgevinnsson, 2013; Vallurupalli et al., 2012). De esta manera, el afrontamiento religioso ha sido vinculado a numerosas variables relativas, por ejemplo, estrés postraumático (Bryant-Davis & Wong, 2013; Gerber, Boals, & Schuettler, 2011; Leaman & Gee, 2012), síntomas de

ansiedad (Pirutinsky, Rosmarin, Pargament, & Midlarsky, 2011), síntomas de depresión (Carpenter, Laney, & Mezulis, 2012), duelo (Kelley & Chan, 2012; Lee, Roberts, & Gibbons, 2013), o enfermedades médicas (Maciejewski et al., 2012; Rand et al., 2012; Thuné-Boyle, Stygall, Keshtgar, Davidson, & Newman, 2013; Trevino, Archambault, Schuster, Richardson, & Moye, 2012).

Cabe señalar que en la literatura especializada suelen distinguirse los términos espiritualidad y religiosidad. De esta manera, mientras que la espiritualidad es considerada como una motivación que orienta el comportamiento en el esfuerzo de construir un sentido más profundo para la vida desde una perspectiva escatológica (relativa al destino del ser humano luego de su muerte), la religiosidad remite al modo en que la espiritualidad es moldeada y se expresa a través de una organización comunitaria o social (Piedmont, 2012).

Para la evaluación del afrontamiento religioso, Pargament y colegas (1988) construyeron la Escala de Afrontamiento Religioso (en adelante, RCOPE), compuesta inicialmente por 105 ítems agrupados en dos factores: (1) afrontamiento religioso positivo y (2) afrontamiento religioso negativo. La redacción de los ítems derivó de una exhaustiva revisión de la literatura y de entrevistas con población religiosa. Posteriormente, la técnica fue puesta a prueba con dos muestras, la primera de 540 estudiantes universitarios que habían experimentado un grave acontecimiento negativo en sus vidas, y la segunda de 551 adultos hospitalizados que sufrían de enfermedades médicas (Pargament et al., 1988). Sin embargo, si bien las propiedades psicométricas de la técnica alcanzaron los guarismos o valores esperados (Pargament, Koenig, Tarakeshwar, & Hahn, 2001, 2004), una de las principales limitaciones consistió en su excesiva longitud (Pargament, Feuille, & Burdzy, 2011). Por este motivo, los autores construyeron la Brief-RCOPE Scale (en ade-

lante, B-RCOPE), una versión abreviada de la escala que conserva la fundamentación teórica del instrumento original. La primera versión de la técnica incluyó 21 ítems y fue probada en una muestra de habitantes de localidades cercanas a la ciudad de Oklahoma, luego del atentado sufrido en 1995 (Pargament, Smith, Koenig, & Perez, 1998). Posteriormente, empleando una muestra de estudiantes universitarios, se realizó un análisis factorial de la B-RCOPE limitado a dos dimensiones, cada una compuesta por 7 ítems, que identifican grupos de patrones o estrategias de afrontamiento religioso positivos y negativos (Pargament et al., 1998).

Si bien la mayoría de los estudios que emplean la B-RCOPE han sido llevados a cabo en Estados Unidos (Pargament et al., 2011), se han registrado numerosos desarrollos en diferentes contextos, como Alemania (Zwingmann, Müller, Körber, & Murken, 2008; Zwingmann, Wirtz, Müller, Körber, & Murken, 2006), Brasil (Freitas et al., 2015; Ramirez et al., 2012), Canadá (Houck, 2012), Corea (Noh, Chang, Jang, Lee, & Lee, 2016), Croacia (Mihaljević, Aukst-Margetić, Vuksan-Ćusa, Koić, & Milošević, 2012), España (Martinez & Sousa, 2011), Francia (Caporossi, Trouillet, & Brouillet, 2012), Grecia (Kapsou, Panayiotou, Kokkinos, & Demetriou, 2010), Holanda (Braam et al., 2008, 2010), India (Grover, Sarkar, Bhalla, Chakrabarti, & Avasthi, 2016; Roberts & Montgomery, 2015), Inglaterra (Brewer, Robinson, Sumra, Tatsi, & Gire, 2015; Thuné-Boyle et al., 2013), Italia (Giacquinto, Cipolla, Giachetti, & Onorati, 2011), Irak (Al-Hadethe, Hunt, Thomas, & Al-Qaysi, 2014), Irán (Gholamzadeh, Hamid, Basri, Sharif, & Ibrahim, 2014), Malasia (Nurasikin et al., 2013), México (Acevedo-Alemán & González-Tovar, 2014; Rivera-Ledesma & Montero-López, 2007; Robles-García et al., 2014), Nigeria (Amadi, Uwakwe, Aguocha, et al., 2016; Amadi, Uwakwe, Ndukuba, et al., 2016), Nueva Zelanda (Gardner, Krägeloh, & Henning, 2014), Pakistán (Khan & Watson, 2006), Puer-

to Rico (Rodríguez-Carrion, Sayers-Montalvo, & Martínez-Taboas, 2011), Ruanda (Schaal, Heim, & Elbert, 2014), Suiza (Fitchett, Winter-Pfandler, & Pargament, 2014) y Tanzania (Watt et al., 2014). Los estudios que emplean la escala RCOPE han utilizado muestras de población adolescente y adulta, tanto religiosa como no religiosa, lo que contribuye a confirmar el modelo propuesto por el autor. Además, los resultados de estos trabajos han mostrado propiedades psicométricas aceptables en cuanto a la consistencia interna del instrumento ($\alpha > .70$). Adicionalmente, en la mayoría de los estudios confirmatorios relevados los valores de los índices de ajuste (IFI, NNFI y RMSEA) alcanzaron los guarismos esperados.

Finalmente, cabe señalar que si bien existen antecedentes de la escala en el contexto latinoamericano, por ejemplo en México, Puerto Rico y Brasil, aún resulta necesario incrementar la cantidad de estudios que contribuyan a contar con instrumentos válidos y confiables para su administración en el contexto local. Por este motivo, el presente trabajo se propone realizar una adaptación de la técnica al contexto argentino.

Método

Participantes

Se trabajó con un muestreo no probabilístico incidental en el que participaron 200 adolescentes con edades entre 14 y 18 años ($M = 15.87$; $DE = 1.11$) y de ambos sexos (Hombres = 46.4%; Mujeres = 54.6%), que cursaban sus estudios secundarios en un colegio privado de confesión católica en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA). Para la selección de los participantes se tuvieron en cuenta las recomendaciones de Pargament, Koenig y Perez (2000), quienes sugieren como condición para formar parte del estudio que los individuos se consideren a sí mismos religiosos.

Instrumento

Los datos fueron recolectados a través de un instrumento de evaluación autoadministrado, asegurando el anonimato de los participantes. El mismo estuvo compuesto por:

Escala Abreviada de Afrontamiento Religioso / Brief Measure of Religious Coping (B-RCOPE; Pargament et al., 1998). Para la evaluación del afrontamiento religioso se utilizó la Escala B-RCOPE, compuesta por 14 ítems que evalúan dos patrones de afrontamiento religioso en población adolescente y adulta: (1) Afrontamiento religioso positivo (*positive religious coping*; p. ej., *Trato de comprender que Dios me fortalece a través de ciertas situaciones*; siete ítems: 2, 4, 5, 6, 7, 10 y 14) y (2) Afrontamiento religioso negativo (*negative religious coping*; p. ej., *Me siento castigado por Dios por mi falta de devoción*; siete ítems: 1, 3, 8, 9, 11, 12 y 13). Si bien en su versión original la escala presenta un formato de respuesta tipo Likert con cuatro anclajes de respuesta en función del grado de acuerdo de los participantes, entre 0 (*De ningún modo*) y 3 (*Mucho*) (Martinez & Sousa, 2011; Pargament et al., 1998) o entre 0 (*Nunca*) y 3 (*Siempre*) (Ramirez et al., 2012); se ha preferido optar por cinco anclajes de respuesta, desde 1 (*Nunca*) hasta 5 (*Siempre*). La decisión se debe a que se prefiere una modalidad que permita consignar como respuesta “*A veces*”, evitando de esta manera forzar una respuesta que se incline en alguna dirección (*Nunca - Siempre*). Puntuaciones mayores en cada dimensión indican mayores niveles de afrontamiento religioso positivo y de afrontamiento religioso negativo. Para el presente estudio se realizó una traducción de la versión original de la escala (Pargament et al., 1998), cuya consistencia interna resultó adecuada tanto para el afrontamiento religioso positivo (con valores alfa entre .90 y .87) como para el afrontamiento religioso negativo (con valores alfa entre .81 y .78), de acuerdo con la literatu-

ra especializada (Martínez-Arias, Hernández, & Lloreda, 2006).

Cuestionario de datos personales. Se elaboró un cuestionario *ad hoc* para relevar información sociodemográfica (p. ej., edad).

Procedimiento

En la adaptación de la escala B-RCOPE al contexto argentino se siguieron los estándares metodológicos internacionales recomendados por la International Test Commission (ITC) para una adaptación correcta del instrumento a diferentes contextos culturales (Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013; Muñiz & Hambleton, 2000). En primer lugar, se realizó una retrotraducción de la escala, respetando el contenido original de cada ítem y procurando reflejar el constructo original de cada dimensión. Así, la traducción no fue realizada de manera literal, sino que buscó conservar el sentido psicológico de cada ítem. Se contó con la participación de dos traductores no familiarizados con el instrumento. Luego de realizar la traducción, se compararon ambas versiones en inglés del instrumento. Se conservaron aquellos ítems que pudieron mantener el sentido psicológico del tema y se repitió el proceso hasta contar la totalidad de los ítems traducidos. Posteriormente, los estudiantes fueron invitados a participar de forma voluntaria en la investigación, solicitándoles el consentimiento informado e indicando que en cualquier momento podían oponerse a responder, siendo libres de abandonar el estudio si lo consideraban adecuado. Finalmente, se les hizo constar a los participantes que los datos derivados de esta investigación se utilizarían con fines exclusivamente científicos bajo la Ley Nacional 25.326 de protección de los datos personales (2000).

Análisis de Datos

Con el objeto de adaptar la B-RCOPE al contexto local se emplearon medidas estadísticas descriptivas y modelos multivariantes. Con tal finalidad se trabajó con estadística descriptiva e inferencial mediante el software estadístico SPSS 21 (IBM Corporation, 2012) y Lisrel 8 (Scientific Software International, 2006). Se analizó la confiabilidad de la B-RCOPE a partir del análisis de consistencia interna, optando por emplear el estadístico alfa ordinal. En segundo lugar, se evaluó la validez de constructo empleando un análisis factorial confirmatorio (en adelante, AFC).

Resultados

Dada la naturaleza ordinal de los ítems, se decidió aplicar el análisis utilizando una matriz de correlaciones policóricas. Con el objeto de adaptar y validar la B-RCOPE en el contexto local, en primer lugar se realizó el AFC, evaluado a partir de los índices de bondad de ajuste χ^2 , IFI (*incremental fit index*), NNFI (*non-normed fit index*), CFI (*comparative fit index*) y SRMR (*standardized root mean residual*), siguiendo las recomendaciones de la literatura (Holgado-Tello, Chacón-Moscoso, Barbero-García, & Vila-Abad, 2009; Schreiber, Nora, Stage, Barlow, & King, 2006). Tal como puede observarse en la Tabla 1, el análisis ha permitido comprobar que el modelo propuesto se ajusta a los datos recabados en campo (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2009; Schreiber et al., 2006). Además, los índices IFI, NNFI y CFI alcanzaron valores superiores a .90 y el índice SRMR obtuvo valores inferiores a .1, guarismos que suelen aceptarse como indicadores de un ajuste razonable (Harrington, 2009; Kline, 2005; Schreiber et al., 2006).

Tabla 1

Análisis Factorial Confirmatorio de la escala B-RCOPE.

	$\chi^2_{(gl)}$	NNFI	CFI	IFI	SRMR
RCOPE	2996.906 ₍₉₁₎	.93	.94	.94	.09

Nota. Modelo bidimensional.

A partir de los resultados del AFC, puede observarse el modelo de la Escala de Afrontamiento Religioso en la Figura 1.

Posteriormente, se evaluó la consistencia interna a partir del estadístico alfa ordinal, tal como ha sido sugerido en la literatura (Elosua-Oliden & Zumbo, 2008), tanto para el afrontamiento positivo ($\alpha = .83$), como para el afrontamiento negativo ($\alpha = .72$).

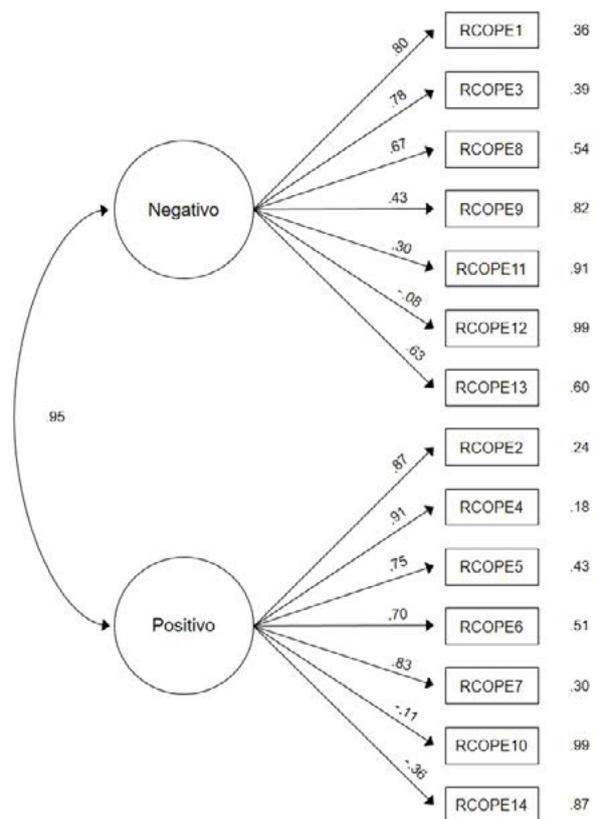


Figura 1.

Modelo estructural de la Escala Abreviada de Afrontamiento Religioso.

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

Discusión

La escala B-RCOPE ha presentado propiedades psicométricas adecuadas para su empleo en el contexto local y sus ítems resultan similares a los propuestos en la versión original (Pargament et al., 1998). El AFC presenta un ajuste adecuado a los datos recabados en la población en estudio, de manera similar a lo reportado en los antecedentes (Pargament et al., 2011). Puede señalarse que, tal como se puede observar en la Figura 1, la covarianza superior a .65 podría contribuir a hipotetizar una estructura unidimensional (Lévy-Mangin & Varela, 2006). Sin embargo, actualmente no se cuenta con apoyo teórico que pueda contribuir a sostener un modelo de tales características. En segundo lugar, se destaca que los parámetros estimados alcanzan guarismos adecuados, considerando que de acuerdo con la literatura, las cargas factoriales en psicología tienden a oscilar en torno a .50 (Beauducel & Herzberg, 2006). Cabe señalar que si bien se observa la presencia de ecuaciones infractoras (parámetros estimados negativos), investigaciones en la temática han demostrado que los índices de ajuste no se ven significativamente afectados por la presencia de dichas ecuaciones infractoras (Chen, Bollen, Paxton, Curran, & Kirby, 2001). Por esa razón se ha decidido conservar el modelo original.

En cuanto a la consistencia interna cabe destacar que se alcanzaron guarismos aceptables para cada factor ($\alpha > ,70$), de acuerdo con la literatura (Freiberg-Hoffmann, Stover, de la Iglesia, & Fernández-Liporace, 2013; Martínez-Arias, Hernández-Lloreda, & Hernández-Lloreda, 2006).

En lo que respecta a las limitaciones del estudio, sería conveniente que futuros trabajos cuenten con muestras representativas. Asimismo, resulta necesario explorar las propiedades psicométricas de la escala en diferentes contextos religiosos, debido a que la mayoría de los estudios en el área emplean muestras de estu-

diantes universitarios o de población religiosa cristiana (Hill, 2012; Kapuscinski & Masters, 2010).

Finalmente, se señala que en los últimos años en diversos países se ha avanzado considerablemente en la adaptación y validación de la escala de 14 ítems B-RCOPE, por lo que el presente trabajo aporta resultados tentativos para su empleo en el contexto argentino. De esta manera, se espera poder aportar una medida válida y confiable para que futuros estudios puedan profundizar en la comprensión de las relaciones entre el afrontamiento religioso y otros constructos psicológicos.

Referencias

- Abu-Raiya, H., & Pargament, K. I. (2015). Religious coping among diverse religions: Commonalities and divergences. *Psychology of Religion and Spirituality*, 7(1), 24-33. doi: 10.1037/a0037652
- Acevedo-Alemán, J., & González-Tovar, J. (2014). No envejecemos igual: La religiosidad y el género en adultos mayores del noreste de México. *Revista Reflexiones*, 93(1), 133-144. Recuperado de: <http://revistas.ucr.ac.cr/index.php/reflexiones>
- Ahles, J. J., Mezulis, A. H., & Hudson, M. R. (2016). Religious coping as a moderator of the relationship between stress and depressive symptoms. *Psychology of Religion and Spirituality*, 8(3), 228-234. doi: 10.1037/rel0000039
- Al-Hadethe, A., Hunt, N., Thomas, S., & Al-Qaysi, A. (2014). Cross-cultural validation and psychometric properties of the Arabic Brief Religious Coping Scale (A-BRCS). *Journal of Religion and Health*, 55(1), 16-25. doi: 10.1007/s10943-014-9963-7
- Amadi, K. U., Uwakwe, R., Aguocha, C. M., Ezeme, M. S., Muomah, R. C., Ndukuba, A. C., & Odinka, P. C. (2016). Illness coping behaviour of outpatients with depression or diabetes mellitus in two tertiary hospitals in Enugu state, southeast Nigeria. *Mental Health, Religion & Culture*, 19(4), 371-378. doi:

- 10.1080/13674676.2016.1201055
- Amadi, K. U., Uwakwe, R., Ndukuba, A. C., Odinka, P. C., Igwe, M. N., Obayi, N. K., & Ezeme, M. S. (2016). Relationship between religiosity, religious coping and socio-demographic variables among out-patients with depression or diabetes mellitus in Enugu, Nigeria. *African Health Sciences*, 16(2), 497. doi: 10.4314/ahs.v16i2.18
- Ano, G. G., & Vasconcelles, E. B. (2005). Religious coping and psychological adjustment to stress: A meta-analysis. *Journal of Clinical Psychology*, 61(4), 461-480. doi: 10.1002/jclp.20049
- Beauducel, A., & Herzberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(2), 186-203. doi: 10.1207/s15328007sem1302_2
- Braam, A. W., Schaap-Jonker, H., Mooi, B., de Ritter, D., Beekman, A. T. F., & Deeg, D. J. H. (2008). God image and mood in old age: Results from a community-based pilot study in the Netherlands. *Mental Health, Religion & Culture*, 11(2), 221-237. doi: 10.1080/13674670701245274
- Braam, A. W., Schrier, A. C., Tuinebreijer, W. C., Beekman, A. T. F., Dekker, J. J. M., & de Wit, M. A. S. (2010). Religious coping and depression in multicultural Amsterdam: A comparison between native Dutch citizens and Turkish, Moroccan and Surinamese/Antillean migrants. *Journal of Affective Disorders*, 125(1-3), 269-278. doi: 10.1016/j.jad.2010.02.116
- Brewer, G., Robinson, S., Sumra, A., Tatsi, E., & Gire, N. (2015). The influence of religious coping and religious social support on health behaviour, health status and health attitudes in a British Christian sample. *Journal of Religion and Health*, 54(6), 2225-2234. doi: 10.1007/s10943-014-9966-4
- Bryant-Davis, T., Ullman, S., Tsong, Y., Anderson, G., Counts, P., Tillman, S. ... Gray, A. (2015). Healing pathways: Longitudinal effects of religious coping and social support on PTSD symptoms in African American sexual assault survivors. *Journal of Trauma & Dissociation*, 16(1), 114-128. doi: 10.1080/15299732.2014.969468
- Bryant-Davis, T., & Wong, E. C. (2013). Faith to move mountains: Religious coping, spirituality, and interpersonal trauma recovery. *American Psychologist*, 68(8), 675-684. doi: 10.1037/a0034380
- Caporossi, J., Trouillet, R., & Brouillet, D. (2012). Validation de la version française d'une échelle abrégée de coping religieux: Brief-RCOPE. *Psychologie Française*, 1-15. doi: 10.1016/j.psfr.2011.12.001
- Carpenter, T. P., Laney, T., & Mezulis, A. (2012). Religious coping, stress, and depressive symptoms among adolescents: A prospective study. *Psychology of Religion and Spirituality*, 4(1), 19-30. doi: 10.1037/a0023155
- Chen, F., Bollen, K., Paxton, P., Curran, P., & Kirby, J. (2001). Improper solutions in structural equation models: Causes, consequences, and strategies. *Sociological Methods & Research*, 29(4), 468-508. doi: 10.1177/0049124101029004003
- Elosua-Oliden, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Feder, A., Ahmad, S., Lee, E. J., Morgan, J. E., Singh, R., Smith, B. W. ... Charney, D. S. (2013). Coping and PTSD symptoms in Pakistani earthquake survivors: Purpose in life, religious coping and social support. *Journal of Affective Disorders*, 147(1-3), 156-163. doi: 10.1016/j.jad.2012.10.027
- Fitchett, G., Winter-Pfandler, U., & Pargament, K. I. (2014). Struggle with the divine in Swiss patients visited by chaplains: Prevalence and correlates. *Journal of Health Psychology*, 19(8), 966-976. doi: 10.1177/1359105313482167
- Freiberg-Hoffmann, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández-Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164.
- Freitas, T. H., Hyphantis, T. N., Andreoulakis, E., Quevedo, J., Miranda, H. L., Alves, G. S. ... Carvalho, A. F. (2015). Religious coping and its influence on psychological distress, medication adherence, and quality of life in inflammatory bowel disease.

- Revista Brasileira de Psiquiatria*, 37(3), 219-227. doi: 10.1590/1516-4446-2014-1507
- Gardner, T. M., Krägeloh, C. U., & Henning, M. A. (2014). Religious coping, stress, and quality of life of Muslim university students in New Zealand. *Mental Health, Religion & Culture*, 17(4), 327-338. doi: 10.1080/13674676.2013.804044
- Gerber, M. M., Boals, A., & Schuettler, D. (2011). The unique contributions of positive and negative religious coping to posttraumatic growth and PTSD. *Psychology of Religion and Spirituality*, 3(4), 298-307. doi: 10.1037/a0023016
- Gholamzadeh, S., Hamid, T. A., Basri, H., Sharif, F., & Ibrahim, R. (2014). Religious coping and psychological well-being among Iranian stroke caregivers. *Iranian Journal of Nursing and Midwifery Research*, 19(5), 478-84. Recuperado de <http://ijnmr.mui.ac.ir/index.php/ijnmr>
- Giaquinto, S., Cipolla, F., Giachetti, I., & Onorati, D. (2011). Italian validation of the Brief RCOPE scale for religious coping. *Journal of Medicine and the Person*, 9(2), 70-75. doi: 10.1007/s12682-011-0087-5
- Grover, S., Sarkar, S., Bhalla, A., Chakrabarti, S., & Avasthi, A. (2016). Religious coping among self-harm attempters brought to emergency setting in India. *Asian Journal of Psychiatry*, 23, 78-86. doi: 10.1016/j.ajp.2016.07.009
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis*. London: Prentice Hall.
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory Factor Analysis*. Oxford: Oxford University Press.
- Hill, P. C. (2012). Measurement assessment and issues in the Psychology of Religion and Spirituality. En R. F. Paloutzian & C. L. Park (Eds.), *Handbook of Psychology of Religion and Spirituality* (pp. 48-75). New York: The Guilford Press.
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2009). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44(1), 153-166. doi: 10.1007/s11135-008-9190-y
- Houck, J. (2012). Finding a voice: Affirming religious coping as a strength among disenfranchised Appalachians. *Journal of Appalachian Studies*, 18(1), 189-205. Recuperado de <http://appalachianstudies.org/journal>
- IBM Corporation. (2012). IBM SPSS Statistics (21). Recuperado de <http://www-01.ibm.com/software/es/analytics/spss>
- Kapsou, M., Panayiotou, G., Kokkinos, C. M., & Demetriou, A. G. (2010). Dimensionality of coping: An empirical contribution to the construct validation of the Brief-COPE with a Greek-speaking sample. *Journal of Health Psychology*, 15(2), 215-229. doi: 10.1177/1359105309346516
- Kapuscinski, A. N., & Masters, K. S. (2010). The current status of measures of spirituality: A critical review of scale development. *Psychology of Religion and Spirituality*, 2(4), 191-205. doi: 10.1037/a0020498
- Kelley, M. M., & Chan, K. T. (2012). Assessing the role of attachment to God, meaning, and religious coping as mediators in the grief experience. *Death Studies*, 36(3), 199-227. doi: 10.1080/07481187.2011.553317
- Khan, Z. H., & Watson, P. J. (2006). Construction of the Pakistani Religious Coping Practices Scale: Correlations with religious coping, religious orientation, and reactions to stress among Muslim university students. *International Journal for the Psychology of Religion*, 16(2), 101-112. doi: 10.1207/s15327582ijpr1602_2
- Kline, R. B. (2005). *Structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Leaman, S. C., & Gee, C. B. (2012). Religious coping and risk factors for psychological distress among African torture survivors. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 4(5), 457-465. doi: 10.1037/a0026622
- Lee, M., Nezu, A. M., & Nezu, C. M. (2014). Positive and negative religious coping, depressive symptoms, and quality of life in people with HIV. *Journal of Behavioral Medicine*, 37(5), 921-930. doi: 10.1007/s10865-014-9552-y
- Lee, S. A., Roberts, L. B., & Gibbons, J. A. (2013).

- When religion makes grief worse: Negative religious coping as associated with maladaptive emotional responding patterns. *Mental Health, Religion & Culture*, 16(3), 291-305. doi: 10.1080/13674676.2012.659242
- Lévy-Mangin, J. P., & Varela, J. (2006). *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales*. España: Netbiblio.
- Ley N° 25.326. 2000. Protección de datos personales. Argentina. Recuperado de: <http://servicios.infoleg.gob.ar/infolegInternet>
- Maciejewski, P. K., Phelps, A. C., Kacel, E. L., Balboni, T. A., Balboni, M., Wright, A. A. ... Prigerson, H. G. (2012). Religious coping and behavioral disengagement: Opposing influences on advance care planning and receipt of intensive care near death. *Psycho-Oncology*, 21(7), 714-723. doi: 10.1002/pon.1967
- Martinez, N. C., & Sousa, V. D. (2011). Cross-cultural validation and psychometric evaluation of the Spanish Brief Religious Coping Scale (S-BRCS). *Journal of Transcultural Nursing*, 22(3), 248-256. doi: 10.1177/1043659611404426
- Martinez-Arias, M. R., Hernández-Lloreda, M. J., & Hernández-Lloreda, M. V. (2006). *Psicometría*. Madrid: Alianza Editorial.
- Mihaljević, S., Aukst-Margetić, B., Vuksan-Ćusa, B., Koić, E., & Milošević, M. (2012). Hopelessness, suicidality and religious coping in Croatian war veterans with PTSD. *Psychiatria Danubina*, 24(3), 292-297. Recuperado de http://www.hdbp.org/psychiatria_danubina/index.html
- 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 <http://www.psicothema.com>
- Muñiz, J., & Hambleton, R. K. (2000). Adaptación de los test de unas culturas a otras. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento*, 2(2), 129-149. Recuperado de: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/revista?codigo=5628>
- Noh, H., Chang, E., Jang, Y., Lee, J. H., & Lee, S. M. (2016). Suppressor effects of positive and negative religious coping on academic burnout among Korean middle school students. *Journal of Religion and Health*, 55(1), 135-146. doi: 10.1007/s10943-015-0007-8
- Nurasikin, M., Khatijah, L., Aini, A., Ramli, M., Aida, S., Zainal, N., & Ng, C. (2013). Religiousness, religious coping methods and distress level among psychiatric patients in Malaysia. *International Journal of Social Psychiatry*, 59(4), 332-338. doi: 10.1177/0020764012437127
- Pargament, K. I. (1997). *The Psychology of Religion and Coping: Theory, Research, Practice*. New York: Guilford Press.
- Pargament, K. I., Feuille, M., & Burdzy, D. (2011). The Brief RCOPE: Current psychometric status of a short measure of religious coping. *Religions*, 2(4), 51-76. doi: 10.3390/rel2010051
- Pargament, K. I., Kennell, J., Hathaway, W., Grevengoed, N., Newman, J., & Jones, W. (1988). Religion and the problem-solving process: Three styles of coping. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 27(1), 90. doi: 10.2307/1387404
- Pargament, K. I., Koenig, H. G., & Perez, L. M. (2000). The many methods of religious coping: Development and initial validation of the RCOPE. *Journal of Clinical Psychology*, 56(4), 519-543. doi: 10.1002/(SICI)1097-4679(200004)56:4<519::AID-JCLP6>3.0.CO;2-1
- Pargament, K. I., Koenig, H. G., Tarakeshwar, N., & Hahn, J. (2001). Religious struggle as a predictor of mortality among medically ill elderly patients. *Archives of Internal Medicine*, 161(15), 1881-1885. doi: 10.1001/archinte.161.15.1881
- Pargament, K. I., Koenig, H. G., Tarakeshwar, N., & Hahn, J. (2004). Religious coping methods as predictors of psychological, physical and spiritual outcomes among medically ill elderly patients: A two-year longitudinal study. *Journal of Health Psychology*, 9(6), 713-730. doi: 10.1177/1359105304045366
- Pargament, K. I., Smith, B. W., Koenig, H. G., & Perez, L. (1998). Patterns of positive and negative religious coping with major life stressors. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 37(4), 710. doi: 10.2307/1388152
- Phelps, A. C., Maciejewski, P. K., Nilsson, M., Balboni,

- T. A., Wright, A. A., Paulk, M. E. ... Prigerson, H. G. (2009). Religious coping and use of intensive life-prolonging care near death in patients with advanced cancer. *JAMA*, 301(11), 1140. doi: 10.1001/jama.2009.341
- Piedmont, R. L. (2012). Overview and development of measure of numinous constructs: The Assessment of Spirituality and Religious Sentiments (ASPIRES) Scale. En L. J. Miller (Ed.), *The Oxford Handbook of Psychology and Spirituality* (pp. 104-122). Oxford: Oxford University Press.
- Pirutinsky, S., Rosmarin, D. H., Pargament, K. I., & Midlarsky, E. (2011). Does negative religious coping accompany, precede, or follow depression among Orthodox Jews? *Journal of Affective Disorders*, 132(3), 401-405. doi: 10.1016/j.jad.2011.03.015
- Ramirez, S. P., Macêdo, D. S., Sales, P. M. G., Figueiredo, S. M., Daher, E. F., Araújo, S. M. ... Carvalho, A. F. (2012). The relationship between religious coping, psychological distress and quality of life in hemodialysis patients. *Journal of Psychosomatic Research*, 72(2), 129-135. doi: 10.1016/j.jpsychores.2011.11.012
- Rand, K. L., Cripe, L. D., Monahan, P. O., Tong, Y., Schmidt, K., & Rawl, S. M. (2012). Illness appraisal, religious coping, and psychological responses in men with advanced cancer. *Supportive Care in Cancer*, 20(8), 1719-1728. doi: 10.1007/s00520-011-1265-y
- Rivera-Ledesma, A., & Montero-López, L. M. (2007). Medidas de afrontamiento religioso y espiritualidad en adultos mayores mexicanos. *Salud Mental*, 30(1), 39-46. Recuperado de: <http://new.medigraphic.com/cgi-bin/publicaciones.cgi?IDREVIS-TA=81>
- Roberts, L. R., & Montgomery, S. B. (2015). Mindfulness-based intervention for perinatal grief after stillbirth in rural India. *Issues in Mental Health Nursing*, 36(3), 222-230. doi: 10.3109/01612840.2014.962676
- Robles-García, R., López-Luna, S., Páez, F., Escamilla, R., Camarena, B., & Fresán, A. (2014). History of religious delusions and psychosocial functioning among Mexican patients with paranoid schizophrenia. *Journal of Religion and Health*, 53(6), 1622-1633. doi: 10.1007/s10943-013-9727-9
- Rodríguez-Carrión, D. M., Sayers-Montalvo, S., & Martínez-Taboas, A. (2011). Contribución del manejo religioso a la calidad de vida y sintomatología depresiva en una muestra de hispanos que tienen un diagnóstico de cáncer. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 22, 27-45. Recuperado de: http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_issues&pid=1946-2026&lng=es&nrm=iso
- Rosmarin, D. H., Bigda-Peyton, J. S., Öngur, D., Pargament, K. I., & Björngvinsson, T. (2013). Religious coping among psychotic patients: Relevance to suicidality and treatment outcomes. *Psychiatry Research*, 210(1), 182-187. doi: 10.1016/j.psychres.2013.03.023
- Schaal, S., Heim, L., & Elbert, T. (2014). Posttraumatic stress disorder and appetitive aggression in Rwandan genocide perpetrators. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma*, 23(9), 930-945. doi: 10.1080/10926771.2014.956916
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-338. doi: 10.3200/JOER.99.6.323-338
- Scientific Software International (2006). LISREL (8). Recuperado de <http://www.ssicentral.com/lisrel>
- Thuné-Boyle, I. C. V., Stygall, J., Keshtgar, M. R. S., Davidson, T. I., & Newman, S. P. (2013). Religious/spiritual coping resources and their relationship with adjustment in patients newly diagnosed with breast cancer in the UK. *Psycho-Oncology*, 22(3), 646-658. doi: 10.1002/pon.3048
- Trevino, K. M., Archambault, E., Schuster, J., Richardson, P., & Moye, J. (2012). Religious coping and psychological distress in military veteran cancer survivors. *Journal of Religion and Health*, 51(1), 87-98. doi: 10.1007/s10943-011-9526-0
- Vallurupalli, M., Lauderdale, K., Balboni, M. J., Phelps, A. C., Block, S. D., Ng, A. K. ... Balboni, T. A. (2012). The role of spirituality and religious coping in the quality of life of patients with advanced cancer receiving palliative radiation therapy. *The*

Journal of Supportive Oncology, 10(2), 81-87. doi: 10.1016/j.suponc.2011.09.003

Watt, M. H., Wilson, S. M., Joseph, M., Masenga, G., MacFarlane, J. C., Oneko, O., & Sikkema, K. J. (2014). Religious coping among women with obstetric fistula in Tanzania. *Global Public Health*, 9(5), 516-527. doi: 10.1080/17441692.2014.903988

Zwingmann, C., Müller, C., Krber, J., & Murken, S. (2008). Religious commitment, religious coping and anxiety: A study in German patients with breast cancer. *European Journal of Cancer Care*, 17(4), 361-370. doi: 10.1111/j.1365-2354.2007.00867.x

Zwingmann, C., Wirtz, M., Müller, C., Körber, J., & Murken, S. (2006). Positive and negative religious coping in German breast cancer patients. *Journal of Behavioral Medicine*, 29(6), 533-547. doi: 10.1007/s10865-006-9074-3

Apéndice I

Ítems de la Escala Abreviada de Afrontamiento Religioso adaptada al contexto argentino.

	Nunca	Casi nunca	A veces	Casi siempre	Siempre
1. Supongo que mi Iglesia por momentos me abandona.	1	2	3	4	5
2. Trato de comprender que Dios me fortalece a través de ciertas situaciones.	1	2	3	4	5
3. Pongo en entredicho el poder de Dios.	1	2	3	4	5
4. Junto con Dios, intento llevar a cabo mis planes.	1	2	3	4	5
5. Busco la ayuda de Dios, para olvidar mi enojo.	1	2	3	4	5
6. Busco el amor y el cuidado de Dios.	1	2	3	4	5
7. Pido perdón por mis faltas.	1	2	3	4	5
8. Me siento castigado por Dios por mi falta de devoción.	1	2	3	4	5
9. Pongo en duda el amor que Dios siente por mí.	1	2	3	4	5
10. Me enfoco en mi religión para dejar de preocuparme por los problemas.	1	2	3	4	5
11. Me pregunto qué pude haber hecho para que Dios me castigue de esa manera.	1	2	3	4	5
12. Supongo que Dios me abandona.	1	2	3	4	5
13. Me siento convencido que el demonio hace que las cosas pasen.	1	2	3	4	5
14. Busco la cercanía de Dios.	1	2	3	4	5

Dimensionalidad de un Test de Conducta Prosocial

Sofía Esmeralda Auné *¹, Horacio Félix Attorresi²

1. Instituto de Investigaciones de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires, CONICET, Argentina.
2. Instituto de Investigaciones de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires, Argentina.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 09/11/2016 Revisado: 12/12/2016 Aceptado: 23/12/2016

Resumen

La conducta prosocial es toda conducta social positiva con o sin motivación altruista. La realización de este tipo de conductas eleva el sentimiento de autoestima y contribuye a la formación de redes de apoyo. El objetivo de este trabajo es estudiar la dimensionalidad de la Escala de Conducta Prosocial (ECP) de Auné, Abal y Attorresi. La misma se encuentra conformada por 28 ítems. Se seleccionó una muestra por accesibilidad de 692 individuos de Gran Buenos Aires e interior de la Argentina, quienes respondieron la ECP. Se eliminaron 25 casos considerados anómalos según la distancia de Mahalanobis. El estudio de la dimensionalidad se realizó mediante la técnica de Análisis Factorial Exploratorio basado en la matriz de correlaciones policóricas con rotación promax. Se eligió el procedimiento Análisis Paralelo para determinar el número de factores. Éstos fueron estimados mediante el método de mínimos cuadrados no ponderados. Un modelo de 15 ítems y dos factores logró índices de ajuste adecuados ($GFI = .99$, $RMSR = .0384$), explicando el 50.61% de la varianza. Los resultados concuerdan con la bibliografía existente, pues uno de los factores agrupó ítems relacionados con *confortar* mientras que el segundo factor reunió ítems que implican *ayuda*.

Palabras clave: *conducta prosocial, dimensionalidad, ayuda, confortar, psicología positiva*

Abstract

Prosocial behavior is regarded as positive social conduct with or without altruistic motivation. The realization of this type of behavior boosts self-esteem and contributes to the construction of support networks. The aim of this study was to analyze the dimensionality of the Prosocial Behavior Scale (ECP) by Aune, Abal, and Attorresi, comprising 28 items. An accidental sample of 692 individuals who responded to the ECP was selected from Gran Buenos Aires and Argentine provinces. Twenty-five cases were disregarded, as they were considered anomalous according to Mahalanobis distance. The study was carried out using Exploratory Factor Analysis based on a polychoric correlation matrix with promax rotation. Parallel Analysis procedure was chosen to determine the number of factors, which was estimated by the method of non-weighted least squares. A model of 15 items and two factors achieved adequate fit indices ($GFI = .99$, $RMSR = .0384$), accounting for 50.61% of the variance. These results are consistent with the literature, since items related to *comfort* were grouped by one of the factors, while items involving *aid* were grouped by the second factor analyzed.

Keywords: *prosocial behavior, dimensionality, aid, comforting, positive psychology*

*Correspondencia a: Sofía Esmeralda Auné; Dirección Postal: Virrey Liniers 577, Piso 15, departamento "B", Capital Federal. Código Postal: 1220. sofiaaune177@hotmail.com

Cómo citar este artículo: Auné, S. E., & Attorresi, H. F. (2017). Dimensionalidad de un test de conducta prosocial. *Revista Evaluar*, 17(1), 29-37. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

Las conductas prosociales generalmente son definidas como actos voluntarios orientados a beneficiar a otras personas (Caprara, Steca, Zelli, & Capanna, 2005). Parece haber poco consenso sobre una definición común de comportamiento prosocial y sobre cuáles son las diferencias entre los comportamientos prosociales y los altruistas (Auné, Blum, Abal, Lozzia, & Attorresi, 2014; Lemos & Richaud de Minzi, 2014). Para Roche-Olivar (1998) la conducta prosocial es únicamente aquella acción que favorece a otra persona, grupo o meta social, aumentando consecuentemente la probabilidad de generar una reciprocidad positiva, de calidad y solidaria en las relaciones interpersonales o sociales. La conducta prosocial también salvaguarda la identidad, creatividad e iniciativa de las personas o grupos implicados. En cambio, para González-Portal (2000) el comportamiento prosocial es simplemente toda conducta social positiva con o sin motivación altruista.

Es así que, mientras que para varios autores la conducta es considerada prosocial únicamente cuando es motivada desde el altruismo, otros consideran que un acto prosocial puede estar orientado por el egoísmo, así como por ideales morales o la intención de favorecer al propio grupo (Batson & Powell, 2003). Los motivos del comportamiento prosocial pueden ser incluso inespecíficos o desconocidos (Beilin, 2013). Es, sin duda, un fenómeno complejo por su ambivalencia emocional y actitudinal; y refleja la tensión entre valores sociales y necesidades defensivas (Hirschberger, 2006). Para Carlo y Randall (2001), en el análisis de la conducta prosocial deberían examinarse los contextos interpersonales en los que se realiza.

Se ha denominado prosocialidad a la tendencia de la personalidad a realizar acciones solidarias (Caprara, Alessandri, Di Giunta, Panerai, & Eisenberg, 2010). Mientras que el término conducta prosocial hace referencia a la acción

en sí, la prosocialidad sería la dimensión latente común que subyace a dichos comportamientos. Esta dimensión varía entre los individuos. El control emocional, la capacidad de toma de perspectiva, la confianza en la capacidad para ayudar a otros y los valores de autotranscendencia favorecen la prosocialidad (Alessandri, Caprara, Eisenberg, & Steca, 2009).

Realizar frecuentemente conductas prosociales se relaciona con una mayor estabilidad emocional, autoestima, confianza, rendimiento académico y otras variables salugénicas (Caprara, Alessandri, & Eisenberg, 2012). De hecho, la conducta prosocial es un tema del campo de la Psicología Positiva (Castro-Solano, 2010). En cambio, una baja frecuencia de conductas prosociales se asocia con el comportamiento agresivo y los problemas afectivos (Scourfield, John, Martin, & McGuffin, 2004).

Una diversidad de factores contribuyen a la realización de la conducta prosocial: tanto las características de la situación que se presenta, como variables culturales o individuales tales como la edad, género, nivel socioeconómico y características afectivas y cognitivas. Ninguna variable, por sí sola, explica totalmente este tipo de comportamientos (Batson & Powell, 2003).

Es en el proceso de socialización donde se aprende a actuar en beneficio de otra persona (Garaigordobil & Berrueco, 2007). Determinadas conductas paternas, tales como expectativas y patrones conductuales, contribuyen a que posteriormente los hijos puedan realizar conductas prosociales. Estas conductas favorecedoras de la acción prosocial son la aceptación parental, la toma de perspectiva y la preocupación empática de los padres (Richaud de Minzi, Lemos, & Mesurado, 2011).

El constructo conducta prosocial ha sido concebido clásicamente como multidimensional. Las primeras tipologías distinguían un gran número de dimensiones (p. ej.: Roche-Olivar, 1998), pero, en los últimos años, la bibliografía propone un número más reducido de factores

generales. Además, se incorpora a la empatía como parte del comportamiento prosocial y no sólo como moduladora del mismo (Caprara, Steca, et al., 2005). Dunfield (2014) distingue entre ayudar, compartir y confortar. La autora plantea que *ayudar* alivia la necesidad instrumental del beneficiario y *compartir* intenta satisfacer el deseo material de otra persona, mientras que *confortar* se orienta a aplacar el dolor emocional. Warneken y Tomasello (2009) proponen como factores confortar, compartir, informar y ayudar instrumentalmente. Hay y Cook (2007) delimitan sentimientos por el otro, trabajar con otro y atender a otro. Caprara, Steca, et al. (2005) distinguen entre compartir, cuidar, ayudar y ser empático.

En relación con la evaluación de la conducta prosocial, una gran proporción de los instrumentos existentes se destina a niños y adolescentes. Los orientados a la adultez y vejez resultan escasos, y la realización de estudios acerca de las propiedades psicométricas de dichos tests es un tópico poco desarrollado (Auné et al., 2014). Existen conductas prosociales que son específicas de la adultez, por ejemplo la donación voluntaria de sangre o desempeñarse en una profesión de ayuda aún poniendo en riesgo el bienestar personal.

Objetivo

Dada la escasez de instrumentos dedicados a la medición de la conducta prosocial en la etapa adulta, se han redactado ítems para conformar una Escala de Conducta Prosocial (ECP) para adultos. Los objetivos del presente trabajo son explorar la estructura factorial de la Escala de Conducta Prosocial (ECP) de Auné, Abal y Attorresi (2016a) para residentes de Gran Buenos Aires e interior de la Argentina y determinar el número de factores más adecuado para dicha escala. Es decir, estos objetivos corresponden al comienzo de la construcción del instrumento.

Metodología

Participantes

Participaron 692 individuos (65% mujeres, Media = 27 años, DE = 6.26) seleccionados por accesibilidad, residentes tanto de Gran Buenos Aires (25%) como del interior de la Argentina (75%). El 13% contaba con un nivel educativo de hasta secundario incompleto y el 24%, con un nivel de secundario completo sin terciario. El 63% restante tenía un nivel de terciario incompleto como mínimo.

Instrumento

Escala de Conducta Prosocial (ECP, Auné et al., 2016a). Está compuesta por 28 ítems, con seis opciones de respuesta tipo Likert (*Nunca, Casi nunca, A veces, Con frecuencia, Casi siempre, Siempre*). Los reactivos muestran distintos grados de beneficio hacia el otro, así como variados beneficiarios de la acción.

Procedimiento

En relación al análisis de datos anómalos multivariados, se calculó la distancia de Mahalanobis utilizando un punto de corte de $p \leq .001$ (Tabachnick & Fidell, 2001). En forma progresiva, para evitar efectos de solapamiento e inundación/empantanamiento, se eliminaron de a uno 25 casos de la muestra, quedando un nuevo tamaño de 667 participantes.

Los valores del índice de Mardia (1970) para la asimetría y curtosis multivariante obtenidos con el macro para SPSS de DeCarlo (1997; coeficiente de asimetría de 57.21, $\chi^2_{[680]} = 6350, p < .001$; coeficiente de curtosis de 195.839, $p < .001$) mostraron que los datos no se distribuían de forma normal multivariante. Cuando la distribución no es normal existe una tendencia del estadístico χ^2 a rechazar la hipóte-

sis nula (Bearden, Sharma, & Teel, 1982). Por lo tanto, el ajuste del modelo se evaluó en base a indicadores que no dependen directamente de χ^2 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014), el índice de bondad de ajuste (*Goodness of Fit Index*, GFI) y la raíz media cuadrática residual (*Root Mean Square Residual*, RMSR).

Se utilizaron la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett para determinar si el análisis factorial exploratorio (AFE) era adecuado. Una vez verificada dicha adecuación (KMO = .91; Bartlett: $\chi^2_{[378]} = 6807$; $p < .001$) se procedió a realizar el AFE mediante el programa Factor 9.2. (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013) considerando una estructura unifactorial.

Actualmente se afirma que cuando la validez de un constructo es analizada con datos ordinales provenientes de escalas Likert, los factores resultantes muestran un mejor ajuste al modelo teórico si la factorización es realizada con la matriz de correlaciones policóricas en vez de emplear la de Pearson (Holgado-Tello, Chacón-Moscoso, Barbero-García, & Villa-Abad, 2010). La utilización de la correlación de Pearson implica suponer distribución normal y un nivel de medición de la variable, como mínimo, intervalar.

El hallazgo de correlaciones interfactor mayores a .32 motivó la utilización del método promax para la rotación (Tabachnick & Fidell, 2001) con un parámetro *kappa* de 4 (Hendrickson & White, 1964). Esta rotación oblicua no asume incorrelación entre los factores y es por ello que resulta adecuada para estos casos.

El método de extracción de factores fue el de mínimos cuadrados no ponderados (*Unweighted Least Squares*, ULS) que según las recomendaciones actuales, resulta más adecuado que el de máxima verosimilitud cuando la factorización de reactivos se realiza a través de la matriz de correlaciones policóricas (Lloret-Segura et al., 2014).

Se utilizó el análisis paralelo (Horn, 1965) para determinar el número de factores. Dicho método posee cierta robustez frente a desviaciones de la normalidad (Buja & Eyuboglu, 1992), especialmente cuando se basa en la matriz de correlaciones policóricas (Garrido, Abad, & Ponsoda, 2013), como en este caso.

Resultados

La unidimensionalidad no pudo sostenerse, pues el primer factor sólo explicaba el 32% de la varianza, un valor menor al 40% considerado por Carmines y Zeller (1979) para sostener una sola dimensión. Además, la razón entre el primer autovalor y el segundo era inferior a 5 (3.46), lo cual según Martínez-Arias, Hernández-Lloreda y Hernández-Lloreda (2006) indica que no hay un factor claramente predominante. Los indicadores GFI = .94 ($< .95$; Hu & Bentler, 1999) y RMSR = .0925 ($> .0387$, no satisface el criterio de Kelley) señalaron que el ajuste unifactorial era pobre (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). Por las razones expuestas se resolvió realizar un nuevo AFE imponiendo una estructura bifactorial.

En sucesivos análisis se eliminaron los reactivos asociados a los mayores residuos estandarizados, hasta que el RMSR satisfizo el criterio de Kelley. Según Kelley (1935) si RMSR no excede $1/\sqrt{n}$, donde n es el tamaño de muestra, puede considerarse que el ajuste del modelo es aceptable. En este trabajo el tamaño de muestra es 667, por lo tanto se consideró un buen ajuste ya que el RMSR es .0384, menor que $.0387 = 1/\sqrt{667}$. Una vez que el modelo ajustó, se conservaron los ítems con cargas factoriales mayores que .30, y que en cada dimensión cumplieren el criterio de la Teoría Clásica de los Tests de no aumentar el coeficiente alfa de Cronbach al quitar el reactivo.

Un modelo de 15 ítems y dos factores logró índices de ajuste adecuados (RMSR = .0384, Cr. Kelley < .0387; GFI = .99, mayor que .95; Hu & Bentler, 1999), explicando el 50.61% de la varianza. El primer factor (1° F), compuesto por 7 ítems (5, 6, 8, 20, 25, 26, 28) obtuvo un coeficiente alfa de Cronbach de .77 mientras que el segundo factor (2° F), fue conformado por 8 ítems (1, 4, 9, 10, 13, 19, 22, 23), con un coeficiente alfa de Cronbach de .85. Utilizando el criterio de DeVellis (2003), la confiabilidad del primer factor se interpreta como aceptable y la del segundo factor como muy buena. La correlación entre los factores fue de .49.

La Tabla 1 muestra las matrices de configuración y de estructura del modelo de 15 ítems. Son dos matrices rotadas. Las correlacio-

nes de cada ítem con cada factor se muestran en la matriz de estructura, mientras que en la matriz de configuración se observan coeficientes análogos a los coeficientes *beta* del análisis de regresión múltiple. Los coeficientes de la matriz de configuración indican la importancia relativa de cada factor para explicar el puntaje individual de cada ítem (Pérez & Medrano, 2014). Como se puede observar en dicha tabla, interpretando ambas matrices, tanto las cargas factoriales como las correlaciones fueron elevadas, oscilando entre .40 y .89 en la dimensión correspondiente al ítem. En consecuencia, se puede inferir un ajuste adecuado de la escala al modelo bifactorial (Vélez & Martínez-Lugo, 1995).

Tabla 1

Matrices de Configuración y de Estructura.

Ítems	Matriz de configuración		Matriz de estructura	
	1° F	2° F	1° F	2° F
1 Relego mi beneficio personal para ayudar a otros.	.17	.40	.37	.48
4 Realizo actividades como voluntario.	-.20	.89	.23	.78
5 Cuando siento que alguien está mal le demuestro que lo entiendo.	.66	.00	.66	.32
6 Actúo como bastón de los demás.	.59	.05	.62	.34
8 Siento todo dolor ajeno como propio.	.47	.21	.58	.44
9 Me comprometo con causas nobles.	.17	.68	.50	.76
10 Dedico un tiempo importante de mi vida a mejorar el mundo.	.02	.68	.35	.69
13 Me ocupo del bienestar de cualquier individuo, grupo o comunidad.	.12	.61	.42	.67
19 Me quedo con lo justo y necesario para vivir y reparto todo lo demás.	.18	.51	.43	.60
20 Me pongo en el lugar del otro.	.64	.10	.68	.41
22 Participo en actividades solidarias.	-.09	.72	.26	.67
23 Hago donaciones a organizaciones benéficas.	-.09	.76	.28	.72
25 Si una persona me cuenta un conflicto, intento que comprenda el punto de vista de la otra parte.	.60	-.09	.56	.21
26 Intento "levantar" la autoestima a mis amigos.	.81	-.15	.74	.25
28 Aconsejo a conocidos sobre trabajo.	.41	.06	.44	.26

Discusión

El modelo bifactorial se consideró adecuado ya que explicó más del 50% de la varianza y porque la discrepancia entre la matriz de varianzas y covarianzas observada y la reproducida por el modelo fue baja (RMSR), cumpliendo la condición de Kelley. También el GFI indicó un ajuste satisfactorio. El análisis paralelo indicó, asimismo, que la estructura bifactorial era la más apropiada.

La interpretación de cada uno de los dos factores de este modelo se realizó observando las correlaciones ítem-factor más elevadas (Glutting, Monaghan, Adams, & Sheslow, 2002). Los resultados son coherentes con la bibliografía existente, en la medida en que el primer factor agrupó ítems relacionados con lo que se denominó *confortar al otro*, por ejemplo “me pongo en el lugar del otro”, mientras que el segundo factor reunió ítems que implican *ayuda* y esa fue su denominación, por ejemplo “realizo actividades como voluntario”. Resulta importante la diferenciación entre los distintos tipos de comportamiento prosocial ya que la ausencia de esta diferenciación ha resultado en inconsistencias en las discusiones teóricas. Se han encontrado, incluso, distintas rutas de desarrollo y correlatos para diferentes tipos de acción prosocial (Dunfield, Kuhlmeier, O’Connell, & Kelley, 2011). Los trabajos realizados hasta el momento, si bien con otros instrumentos de medición de la conducta prosocial, encontraron una estructura como mínimo trifactorial. Por ejemplo, con la Escala para la Medición de la Conducta Prosocial en Adultos (Prosocialness Scale for Adults, PSA) de Caprara, Steca, et al. (2005), como ya se indicó, se encontraron cuatro factores: compartir, cuidar, ayudar y ser empático. En este trabajo, realizado con la ECP, la dimensión *compartir* no se distinguió de la dimensión *ayuda*, sino que presentó una diferenciación bifactorial básica entre los comportamientos que suponen un apoyo emocional y

aquellos que representan una asistencia de tipo instrumental a otro. A su vez, no se incluyeron ítems correspondientes a la dimensión *cuidar* propuesta por Caprara, Steca, et al. (2005).

La dimensión *confortar* incluye comportamientos de apoyo emocional. Estos comportamientos se desarrollan alrededor del segundo año de vida y tienen como base la posibilidad de distinguir entre el sí mismo y los otros (Decety & Meyer, 2008) y la capacidad de regular las propias emociones negativas (Paulus, Kühn-Popp, Licata, Sodian, & Meinhardt, 2013). Esta faceta se corresponde con la dimensión *confortar* de Dunfield (2014) y de Warneken y Tomasello (2009). Hay y Cook (2007) la describen como sentimientos por el otro y Caprara, Steca, et al. (2005) la denominan ser empático. Es decir, esta dimensión ha sido observada reiteradamente (Auné, Abal, & Attorresi, 2016b).

Como se ha mencionado, Caprara, Steca, et al. (2005) destacan la empatía como dimensión de la conducta prosocial en la adultez y proponen incluirla en las escalas para este ciclo vital. Para ellos, la capacidad de sentir las necesidades y estados de ánimo ajenos sería una parte integral de la conducta prosocial (Caprara, Capanna, Steca, & Paciello, 2005). Aunque es un tópico controvertido si la empatía en sí es parte de la prosocialidad (Auné et al., 2016b), existe un acuerdo generalizado acerca de que la acción de *confortar* sí lo es.

La dimensión *ayuda* incluye tanto comportamientos solidarios clásicos como una orientación general a dar, por ejemplo dinero, bienes o tiempo para mejorar la situación de otro. El comportamiento de ayuda se comienza a observar ya en niños de un año y medio (Warneken & Tomasello, 2006).

Tanto *confortar* como *ayudar* son conductas positivas hacia un otro. Sin embargo, la realización de conductas incluidas en la dimensión *ayuda* requiere, en general, un nivel de esfuerzo más alto que aquellas incluidas en la dimensión *confortar*. Además, hallazgos recientes realiza-

dos mediante electroencefalograma indican que ambos comportamientos se sustentan en bases neurofisiológicas específicas y diferentes, con patrones separados de activación cerebral al realizar cada uno de ellos (Paulus et al., 2013). Mientras que *confortar* se vinculó con el lóbulo frontal izquierdo, un marcador de proceso emocional; la *ayuda* se relacionó con el lóbulo temporal, probablemente reflejando la comprensión relacionada con objetivos. Estos resultados son coherentes con la correlación moderada observada entre los factores. Por lo cual, se concluye que se ha encontrado una estructura factorial adecuada para la ECP.

En relación a las limitaciones del presente estudio, al ser la ECP un autoinforme, el nivel real de rasgo latente (conducta prosocial) estimado por el puntaje total incluye un componente subjetivo, y puede estar sesgado. En segundo lugar se pueden señalar las características de la muestra. Futuras investigaciones podrán dilucidar si estos resultados se mantienen en otras regiones de la Argentina, lo cual permitirá generalizar los resultados a una población más amplia.

Por otra parte, se espera modelizar la ECP con modelos de la Teoría de la Respuesta al Ítem (TRI), lo cual permitirá caracterizar cada reactivo en base a sus propios parámetros, y construir un instrumento con propiedades invariantes entre poblaciones. Los modelos de la TRI han sido poco usados para tests de comportamiento típico (Abal, Lozzia, Aguerri, Galibert, & Attorresi, 2010). Además, se planea explorar la existencia de un factor de segundo orden.

Referencias

- Abal, F. J. P., Lozzia, G. S., Aguerri, M. E., Galibert, M. S., & Attorresi, H. F. (2010). La escasa aplicación de la teoría de respuesta al ítem en tests de ejecución típica. *Revista Colombiana de Psicología*, 19(1), 111-122. Recuperado de www.revistas.unal.edu.co/index.php/psicologia
- Alessandri, G., Caprara, G. V., Eisenberg, N., & Steca, P. (2009). Reciprocal relations among self-efficacy beliefs and prosociality across time. *Journal of Personality*, 77(4), 1229-1259. doi: 10.1111/j.1467-6494.2009.00580.x
- Auné, S., Abal, F., & Attorresi, H. (2016a). Diseño y construcción de una Escala de Conducta Prosocial para Adultos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 42(2), 15-25. doi: 10.21865/RIDEP42_15
- Auné, S., Abal, F., & Attorresi, H. (2016b). Antagonismos entre concepciones de empatía y su relación con la conducta prosocial. *Revista de Psicología*, 17(2), 137-149. doi: 10.18050/revpsi.v17n2a7.2015
- Auné, S., Blum, G. D., Abal, F., Lozzia, G., & Attorresi, H. (2014). La conducta prosocial: Estado actual de la investigación. *Perspectivas en Psicología*, 11(2), 21-33.
- Batson, C. D., & Powell, A. (2003). Altruism and prosocial behavior. En M. Theodore & L. Melvin (Eds.), *Handbook of Psychology: Personality and Social Psychology*, (5). Nueva York: John Wiley & Sons, Inc. XIX.
- Bearden, W. O., Sharma, S., & Teel, J. E. (1982). Sample size effects on chi square and other statistics used in evaluating causal models. *Journal of Marketing Research*, 19(4), 425-430. doi: 10.2307/3151716
- Beilin, H. (2013). *The Development of Prosocial Behavior*. N. Eisenberg (Ed.). Academic Press.
- Buja, A., & Eyuboglu, N. (1992). Remarks on parallel analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 27(4), 509-540. doi: 10.1207/s15327906mbr2704_2
- Caprara, G. V., Alessandri, A., Di Giunta, L., Panerai, L., & Eisenberg, N. (2010). The contribution of agreeableness and self-efficacy beliefs to prosociality. *European Journal of Personality*, 24(1), 36-55. doi: 10.1002/per.739
- Caprara, G. V., Alessandri, G., & Eisenberg, N. (2012). Prosociality: The contribution of traits, values, and self-efficacy beliefs. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(6), 1289-1303. doi: 10.1037/a0025626
- Caprara, G. V., Capanna, C., Steca, P., & Paciello, M. (2005). Misura e determinanti personali della prosocialità. Un approccio sociale cognitivo. *Giornale Italiano di Psicologia*, 32(2), 287-308. doi:

- 10.1421/20313
- Caprara, G. V., Steca, P., Zelli, A., & Capanna, C. (2005). A new scale for measuring adults' prosocialness. *European Journal of Psychological Assessment*, 21(2), 77-89. doi: 10.1027/1015-5759.21.2.77
- Carlo, G., & Randall, B. A. (2001). Are all prosocial behaviors equal? A socioecological developmental conception of prosocial behavior. En F. Columbus (Ed.), *Advances in Psychology Research*, Vol. 2 (pp. 151-170). New York: Nova Science.
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. doi: 10.4135/9781412985642
- Castro-Solano, A. (2010). Ensayo: Psicología Positiva: ¿Una nueva forma de hacer psicología? *Revista de Psicología*, 6(11), 113-131. Recuperado de <http://bibliotecadigital.uca.edu.ar/greenstone/cgi-bin/library.cgi?e=d-00000-00---off-0Revistas--00-2---0-10-0---0---0direct-10---4-----0-11--10-es-Zz-1---20-about--00-3-1-00-0-0-01-1-0utfZz-8-00&a=d&c=Revistas&cl=CL2.22>
- DeCarlo, L. T. (1997). On the meaning and use of kurtosis. *Psychological Methods*, 2(3), 292-307. doi: 10.1037/1082-989X.2.3.292
- Decety, J., & Meyer, M. (2008). From emotion resonance to empathic understanding: A social developmental neuroscience account. *Development and Psychopathology*, 20(04), 1053-1080. doi: 10.1017/S0954579408000503
- DeVellis, R. F. (2003). *Scale development. Theory and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Dunfield, K. A. (2014). A construct divided: Prosocial behavior as helping, sharing, and comforting subtypes. *Frontiers in Psychology*, 5, 958. doi: 10.3389/fpsyg.2014.00958
- Dunfield, K., Kuhlmeier, V. A., O'Connell, L., & Kelley, E. (2011). Examining the diversity of prosocial behavior: Helping, sharing, and comforting in infancy. *Infancy*, 16(3), 227-247. doi: 10.1111/j.1532-7078.2010.00041.x
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30(3). doi: 10.6018/analesps.30.3.199991
- Garaigordobil, M., & Berruero, L. (2007). Autoconcepto en niños y niñas de 5 años: Relaciones con inteligencia, madurez neuropsicológica, creatividad, altruismo y empatía. *Infancia y Aprendizaje*, 30(4), 551-564. doi: 10.1174/021037007782334337
- Garrido, L. E., Abad, F. J., & Ponsoda, V. (2013). A new look at Horn's parallel analysis with ordinal variables. *Psychological Methods*, 18(4), 454-474. doi: 10.1037/a0030005
- Glutting, J. J., Monaghan, M. C., Adams, W., & Sheslow, D. (2002). Some psychometric properties of a system to measure ADHD among college students: Factor pattern, reliability, and one-year predictive validity. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34, 194-208.
- González-Portal, M. D. (2000). *Conducta prosocial: Evaluación e Intervención*. Madrid: Morata.
- Hay, D. F., & Cook, K. V. (2007). The transformation of prosocial behavior from infancy to childhood. En C. A. Brownell & C. B. Kopp (Eds.), *Socioemotional development in the toddler years: Transitions and transformations* (pp. 100-131). New York: The Guilford Press.
- Hendrickson, A. E., & White, P. O. (1964). Promax: A quick method for rotation to oblique simple structure. *British Journal of Statistical Psychology*, 17(1), 65-70. doi: 10.1111/j.2044-8317.1964.tb00244.x
- Hirschberger, G. (2006). Terror management and attributions of blame to innocent victims: Reconciling compassionate and defensive responses. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91(5), 832-844. doi: 10.1037/0022-3514.91.5.832
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality & Quantity*, 44(1), 153-166. doi: 10.1007/s11135-008-9190-y
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. doi: 10.1007/BF02289447
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cut off criteria for fit

- indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Kelley, T. L. (1935). *Essential traits of mental life*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Lemos, V., & Richaud de Minzi, M. C. (2014). Promotion of child prosocial behavior in the school context. En A. Castro-Solano (Ed.), *Positive Psychology in Latin America*. doi: 10.1007/978-94-017-9035-2
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semi confirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. doi: 10.1177/0146621613487794
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi: 10.1093/biomet/57.3.519
- Martínez-Arias, R. M., Hernández-Lloreda, M. V., & Hernández-Lloreda, M. J. (2006). *Psicométrica*. Madrid: Alianza Editorial.
- Paulus, M., Kühn-Popp, N., Licata, M., Sodian, B., & Meinhardt, J. (2013). Neural correlates of prosocial behavior in infancy: Different neurophysiological mechanisms support the emergence of helping and comforting. *Neuroimage*, 66, 522-530. doi: 10.1016/j.neuroimage.2012.10.041
- Pérez, E., & Medrano, L. (2014). Exploratory factor analysis: Conceptual and methodological basis. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(3), 71-80. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/racc>
- Richaud de Minzi, M. C., Lemos, V., & Mesurado, B., (2011). Relaciones entre la percepción que tienen los niños de los estilos de relación y de la empatía de los padres y la conducta prosocial en la niñez media y tardía. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 29(2), 330-343. Recuperado de <https://revistas.uosario.edu.co/index.php/apl>
- Roche-Olivar, R. (1998). El uso educativo de la televisión como optimizadora de la prosocialidad. *Psychosocial Intervention*, 7(3), 363-378. Recuperado de <http://www.psychosocial-intervention.org>
- Scourfield, J., John, B., Martin, N., & McGuffin, P. (2004). The development of prosocial behavior in children and adolescents: A twin study. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 45(5), 927-935. doi: 10.1111/j.1469-7610.2004.t01-1-00286.x
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. Boston: Allyn and Bacon.
- Vélez, L., & Martínez-Lugo, M. (1995). El mundo del trabajo en Puerto Rico. Perfil motivacional de un grupo de trabajadores. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 27(2), 283-304. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80527208>
- Warneken, F., & Tomasello, M. (2006). Varieties of altruism in children and chimpanzees. *Trends in Cognitive Sciences*, 13(9), 397-402. doi: 10.1016/j.tics.2009.06.008
- Warneken, F., & Tomasello, M. (2009). The roots of human altruism. *British Journal of Psychology*, 100(3), 455-471. doi: 10.1348/000712608X379061

Propiedades psicométricas de una escala sobre el material artístico y su uso para resolver problemas en sesiones de terapia de arte

Psychometric properties of a scale about artistic material and its use to solve problems in art therapy sessions

Minerva Vanegas-Farfano *¹, Norma Cruz-Fierro², Mónica González-Ramírez³

1. Universidad Autónoma de Nuevo León, UANL, Facultad de Psicología, México.

2. Universidad Autónoma de Nuevo León, UANL, Facultad de Odontología, México.

3. Universidad Autónoma de Nuevo León, UANL, Facultad de Psicología, México.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 27/01/2017 Revisado: 16/02/2017 Aceptado: 03/03/2017

Resumen

El objetivo de este estudio fue generar un instrumento cuya validez y confiabilidad permitan evaluar el desarrollo de habilidades centradas en la solución de problemas mediante el uso de técnicas y material artístico dentro del espacio terapéutico. En una muestra de 216 participantes se validó una escala de 14 ítems con formato Likert. A partir del coeficiente alfa de Cronbach de .85 fue posible corroborar la consistencia interna de la escala, cuyos tres factores explican el 59.96% de la varianza total. No se encontraron diferencias significativas asociadas al género.

Palabras clave: arte y terapia, validación psicométrica, solución de problemas

Abstract

The objective of this study was to generate a reliable and valid scale that assessed the development of abilities focused on problem-solving through artistic techniques and materials on the therapeutic setting. On a 216 sample a 14 item Likert scale was evaluated. With a Cronbach's alpha's value of .85, the resulting instrument reliability was corroborated; its three conforming factors explaining 59.96% of the total variance. No significant differences were found associated to gender.

Keywords: art and therapy, psychometric validation, problem-solving

*Correspondencia a: Minerva Vanegas-Farfano, minerva.vanegas@gmail.com, Universidad Autónoma de Nuevo León, UANL, Facultad de Psicología. Av. Universidad s/n, Ciudad Universitaria. San Nicolás de los Garza, Nuevo León, C.P. 66451. México.

Cómo citar este artículo: Vanegas-Farfano, M., Cruz-Fierro, N., & González-Ramírez, M. (2017). Propiedades psicométricas de una escala sobre el material artístico y su uso para resolver problemas en sesiones de terapia de arte. *Revista Evaluar*, 17(1), 38-49. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

Actualmente la terapia psicológica se ha diversificado y entre sus opciones existen terapias que incluyen el uso de materiales artísticos como parte del tratamiento; algunas los utilizan como un apoyo, otras los consideran un aspecto central del modelo terapéutico. Si bien estos materiales median los resultados reportados en dichas intervenciones, existen pocas investigaciones enfocadas en su efecto específico (Kapitan, 2010; Malchiodi, 2005; Marxen, 2011; Spandler, Secker, Kent, Hacking, & Shenton, 2007).

Conocer las razones por las que son útiles las herramientas que se utilizan es parte de la formación de todo profesionalista, incluyendo el psicólogo clínico. Es por ello que la presente investigación se enfoca en el desarrollo de una evaluación para medir las propiedades formales y aquellas orientadas a los objetivos terapéuticos del uso de material artístico como apoyo en la terapia psicológica.

El uso de materiales o desarrollo de objetos con objetivos terapéuticos

El uso de materiales artísticos en espacios de rehabilitación tiene como objetivo valorar y recuperar habilidades físicas; sin embargo, aún sin tener una orientación a los aspectos psicológicos, de acuerdo a Alyami (2009) ayuda a afrontar problemas y disminuir síntomas depresivos, ansiosos o incluso el enojo derivado de percibirse vulnerable física o psicológicamente. A partir de hallazgos como el anterior es que se incrementa su empleo e investigación dentro del área de la salud psicológica.

Con independencia del enfoque teórico, el uso de técnicas y materiales se incluye en el desarrollo de diversas terapias (Marxen, 2011). De éstas, las denominadas terapias expresivas forman un grupo en donde tanto materiales como

técnicas son entendidos como primordiales dentro de la clínica para gestar el cambio u objetivo deseado. Un ejemplo de ello es la terapia artística, la cual recurre a materiales gráficos para apoyar el bienestar físico, psicosocial o espiritual de la persona en momentos de crisis o tras un evento traumático (International Expressive Arts Therapy Association, s.f.; Johnson, 2009; Renton et al., 2012).

El uso de materiales artísticos, así como de las técnicas derivadas de la terapia artística, no sólo se encamina al apoyo de aquellos que cuentan con un diagnóstico clínico; estos elementos también se usan como parte de programas de prevención de la violencia (Tucker & Treviño, 2011) o con personas que forman parte de programas comunitarios (Stacey & Stickley, 2010). En otras palabras, se implementan con el objetivo de apoyar la salud, exista o no una situación clínica por resolver.

A pesar de la extensión en el uso de estos materiales dentro del campo de la salud, revisiones sistemáticas realizadas desde hace más de una década develan el desconocimiento en torno a por qué o cómo éstos ayudan a consolidar los objetivos terapéuticos (Reynolds, Nabors, & Quinlan, 2000; Uttley et al., 2015). Contemplado desde distintos ángulos, dicho problema atrae la atención de asociaciones y profesionales por igual: no saber cuál es el aporte específico del material, cuestiona la necesidad de optar por éste ante la existencia de otras terapias donde no se requiere de una inversión extra (Stickley & Hui, 2012). Por otro lado, existe desconocimiento acerca de si todos los pacientes deberían considerarse capacitados para utilizar materiales artísticos, o cómo habría de llevarse a cabo la evaluación de dichas aplicaciones para deslindarlas de, por ejemplo, la actividad propia del terapeuta (Feen-Calligan & Nevedal, 2008).

La presente investigación

Dentro del estudio y uso del arte con fines terapéuticos, los materiales artísticos son considerados capaces de dar forma a lo inasible; con el fin de dar o recobrar el sentido a las vivencias (Morales & Jarpa, 2010). En la literatura sobre terapias expresivas, y especialmente sobre terapia artística, una parte de la investigación se concentra en dar respuesta a este interrogante, ya sea explorando la capacidad diagnóstica del dibujo (Betts, 2005; Gantt & Anderson, 2009) o su posibilidad para dar cuenta del proceso o cambio terapéutico (Warson, 2003); y más recientemente para identificar qué aspectos evalúa el paciente al hablar de su uso. Dentro de este último grupo, destaca el proyecto elaborado por Snir y Regev (2013), quienes desarrollaron un instrumento de medición con la capacidad de valorar aspectos como los pensamientos y sentimientos que preceden a un proceso artístico, aquellos que ocurren durante éste, las actitudes hacia los objetos creados y el acercamiento hacia el material.

El estudio de Snir y Regev (2013) en el que se desarrolló el Art-based Intervention Questionnaire (ABI; Cuestionario sobre la Intervención Terapéutica Basada en Arte) fue realizado con 310 estudiantes universitarios dentro de un encuadre de taller creativo para evaluar el material. El cuestionario está conformado por 50 ítems divididos en cuatro dimensiones: sentimientos y pensamientos que preceden al proceso artístico (8 ítems), sentimientos y pensamientos que ocurren durante el proceso terapéutico (28 ítems), actitudes hacia la producción artística (6 ítems) y acercamiento a los materiales (8 ítems). Su validez convergente se evaluó implementando el Session Evaluation Questionnaire (SEQ; Stiles et al., 1994). Cabe mencionar que a la fecha no se han reportado investigaciones con resultados vinculados a su uso.

Contemplando que, más allá del cambio reportado en la sintomatología, es también ne-

cesario descubrir de qué forma las actividades empleadas intervienen en estos cambios, este trabajo tuvo como objetivo construir y presentar evidencia sobre la validez y confiabilidad de una escala breve en idioma español diseñada a partir de los ítems del ABI.

Método*Participantes*

Se formó una muestra de 216 adultos mexicanos (53 hombres y 162 mujeres), con una edad mínima de 18 y máxima de 22 años ($M = 19.88$; $DE = 4.17$). Los participantes fueron convocados dentro de una facultad universitaria. Se realizó un muestreo aleatorio estratificado, contemplando tener la misma cantidad de alumnos de cada uno de los nueve semestres escolares con la finalidad de poder representar debidamente un grupo poblacional similar al examinado al momento de realizar el inventario original. La convocatoria se realizó dentro de la institución con apoyo del personal administrativo, quien proporcionó los datos de fechas y horarios en que podía acudir a la institución para invitarles.

Se contempló como criterio de inclusión que el alumno se encontrase inscripto en al menos la mitad de las materias consideradas como de carga completa, que el posible participante se considerase capacitado para realizar actividades gráficas (dibujo) a nivel no profesional y que pudiese identificar una situación estresante que influyera en ese momento en su vida. Se consideró necesario excluir a alumnos que se encontrasen en período de duelo, tuvieran diagnóstico de ansiedad, depresión, estrés postraumático o problemas de abuso de sustancias. La participación fue voluntaria, anónima y confidencial y no se dieron créditos académicos ni ningún otro tipo de bonificación por colaborar en el estudio.

Instrumentos

El instrumento evaluado, Actividad Gráfica como Herramienta (AGH), contempló para su construcción ítems del Art-based Intervention Questionnaire de Snir y Regev (ABI; 2013); autoinforme que, como ya se mencionó, se centra en el proceso creativo experimentado en sesiones donde se utiliza material artístico. Las preguntas utilizadas del ABI fueron traducidas por el primer autor de este trabajo y analizadas previamente en un estudio piloto con 30 participantes, en el que la confiabilidad alcanzada fue de $\alpha = .76$.

Como ya ha sido mencionado, el ABI es un cuestionario cuya orientación para el entendimiento de las posibilidades terapéuticas se centra en los cambios ocurridos durante la actividad, mediante la inspección de la forma en que es experimentado el proceso creativo (Snir & Regev, 2013). Dicha perspectiva, si bien permite conocer la reacción ante la experiencia creativa, no permite evaluar si ésta contribuye con el desarrollo de habilidades dentro del espacio terapéutico. Considerando que a la fecha la terapia artística no se enfoca en un tipo de dolencia particular, esta investigación incluyó el rediseño de preguntas orientadas al desarrollo de estrategias para solucionar problemas. Dicha elección obedece a la hipótesis de que una parte importante dentro de las terapias psicológicas es la búsqueda de que el paciente logre desarrollar habilidades que le permitan hacer frente a ciertos desafíos de manera adecuada (Chinaveh, 2012; Parto & Besharat, 2011). Siguiendo este razonamiento, los ítems incluidos preguntan sobre estrategias cognitivas o comportamentales que pudiesen ayudar al individuo a cambiar la situación vivida o el significado de ésta. Son tres los ítems incluidos bajo esta perspectiva, y son el resultado de la modificación de tres preguntas pertenecientes al Inventario de Estrategias de Afrontamiento (CSI; Coping Strategies Inventory, por sus siglas en inglés), desde

la versión validada para el idioma español por Cano-García, Rodríguez-Franco y García-Martínez (2007). Dicha escala fue realizada en su versión original por Tobin, Holroyd, Reynolds y Wigal (1989, en Cano-García et al., 2007) y mostró evidencias de validez convergente con el apoyo del Inventario de Personalidad Neo-FFI. El CSI en su versión española incluye cuarenta ítems mediante los cuales se exploran los tipos de estrategias comunes ante estresores cotidianos (Cano-García et al., 2007). Dicha evaluación recoge datos tanto de forma cualitativa como cuantitativa mediante el empleo de una escala de tipo Likert. En este estudio, se utilizó exclusivamente la instrucción del componente cualitativo para dar pie a la intervención que habría de servir para evaluar el material artístico, como se señala en la sección de procedimiento.

En resumen, la escala cuyas propiedades psicométricas se evaluaron en esta investigación se conforma por 15 ítems con cinco opciones de respuesta tipo Likert, desde 0 (*Nada*) a 4 (*Totalmente*), orientados a medir el placer y valor terapéutico, la dificultad de uso del material y la capacidad con que cuenta éste para permitir la obtención de posibles soluciones. También se solicitó a los participantes que proporcionaran información concerniente a su edad, sexo y ocupación. En este último apartado se presentaron como opciones: “*estudiante*” y “*estudiante y trabajador*”.

Material

Los materiales incluidos en este estudio para la evaluación de la AGH fueron: una hoja tamaño carta de *papel Fabriano* natural de bajo gramaje. Un paquete de *crayones suaves tipo pastel* de 12 piezas. Se eligieron por ser ampliamente utilizados en intervenciones de arte terapia, por su alta resistencia a la luz y por no requerir brochas o pinceles para su aplicación. También se entregaron un lápiz con borrador y elementos para limpiarse las manos.

Procedimiento

Se acudió a las instalaciones de una institución educativa de nivel universitario donde fue solicitada la participación de los jóvenes. Los mismos fueron invitados a participar durante un día académico. Dada la cantidad de participantes (N = 216), éstos fueron invitados en distintos horarios y días con la finalidad de no contaminar los resultados. Se señaló que la información sólo sería de conocimiento de los investigadores y se mantendría en anonimato el resultado de todos los documentos.

Cada sesión grupal incluyó un aproximado de treinta estudiantes. Al inicio de éstas se dio a conocer el propósito del estudio y aspectos relacionados con la participación: anonimato y voluntariedad, así como la necesidad de leer y completar la hoja de consentimiento. A todos los participantes se les entregó un sobre con los instrumentos de evaluación y material gráfico.

Dado que la finalidad de este estudio era valorar la capacidad del material artístico para el apoyo de los objetivos terapéuticos, fue necesario implementar una actividad que permitiese trabajar de una forma semejante a lo que sucede dentro del ámbito clínico. Fue así que, una vez llenado el consentimiento informado, se siguieron las instrucciones del componente cualitativo del CSI, las cuales solicitan al participante que piense en una situación estresante actual y la escriba. Dado que el objetivo del estudio es evaluar la capacidad del desarrollo de un dibujo bajo esas mismas condiciones, la instrucción se modificó para solicitar su representación mediante un dibujo. A fin de ampliar los conocimientos en torno a su uso como una forma pasiva de manejar el estrés (es decir, como un distractor) se solicitó a un subgrupo que representase un evento, objeto o persona que les ayudara a distraerse del problema o estresor. Posteriormente se pidió a todos los participantes completar los inventarios anteriormente descritos.

Análisis

Ya que el objetivo de este estudio era identificar el número y composición de los factores que componen al instrumento Actividad Gráfica como Herramienta (AGH), cuya construcción contempló la inclusión de ítems de tres subescalas del ABI de [Snir y Regev \(2013\)](#), para llevarlo a cabo se tuvo como primer paso revisar la estructura subyacente de los ítems mediante un análisis factorial exploratorio (AFE; [Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Herández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014](#)). Éste contempló como una primera opción utilizar el método de componentes principales con rotación varimax, tal y como fue realizado por los autores de la escala ABI ([Snir & Regev, 2013](#)), de donde se retoman ítems pertenecientes a tres subescalas: placer y valor terapéutico, competencia, y dificultad para utilizar el material artístico. Buscando mantener la hipótesis de independencia entre variables señalada por dichos autores al construir esta escala, y la integración de ítems orientados al uso del material como estrategia para solucionar problemas (es decir, de un constructo a medir distinto a los anteriores), fue solicitada una solución de tres factores. Siguiendo las recomendaciones de [Lloret-Segura et al. \(2014\)](#) se contempló como criterio de retención de ítems que éstos presentaran pesos factoriales entre .40 y .70, condición moderada adecuada para escalas cuyos factores cuentan con 3 a 4 ítems revisados en muestras de 200 casos como mínimo.

Así mismo, considerando el sistema de medida ordinal empleado y la desestimación del análisis de componentes principales como análisis útil para la identificación del número y composición de factores, se realizó también un análisis bajo el método de mínimos cuadrados no ponderados. En este segundo análisis se solicitó tanto el gráfico de sedimentación como la extracción de los factores sugeridos por rotación oblicua. Cabe destacar que la pertinencia de efectuar el AFE se determinó tras obtener

los índices de adecuación muestral, prueba de Kaiser-Meyer-Olkin y de esfericidad de Bartlett, considerando un valor superior a .80 como satisfactorio en la medida KMO (Lloret-Segura et al., 2014). La confiabilidad del instrumento, examinada en términos de consistencia interna de la escala general y subescalas, se evaluó mediante el estadístico alfa de Cronbach. En éste, se consideraron aceptables valores iguales o superiores a .70 (Spector, 1992). Se realizó también un análisis de correlaciones entre factores para, por un lado, asegurarse de la relación entre éstos y por otro descartar problemas de multicolinealidad. Para esto último se tuvo como criterio que el coeficiente de correlación r de Pearson no superase el valor de .90 (Field, 2016). Los anteriores análisis se llevaron a cabo mediante el paquete estadístico SPSS de IBM, versión 21 (2012).

Posteriormente se ejecutó un análisis factorial confirmatorio (AFC) que ayudó a verificar empíricamente los modelos sugeridos por el AFE. Sobre los modelos seleccionados se consideró pertinente que éstos: mantuviesen en cada factor un mínimo de 3 a 4 ítems, presentasen una saturación mínima de .40 y fuesen seleccionados tras contemplar los gráficos de sedimentación, siguiendo las recomendaciones de Lloret-Segura et al. (2014).

Considerando la configuración de ítems por factor, fueron comparados tres modelos: un primer modelo con sus factores relacionados, otro con un factor general de segundo orden y un tercero con tres factores de primer orden. En estos modelos se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud. Para evaluar la bondad de ajuste se contempló: que tanto el índice de bondad de ajuste (GFI) como el índice comparativo de ajuste (CFI), el índice de bondad de ajuste regulado (AGFI) y el índice de Tucker-Lewis (TLI) alcanzaran valores iguales o mayores a .90. En el caso de la Chi cuadrada normada dividida entre los grados de libertad (χ^2/df), se verificó que su valor no excediese

de 3; por último, en el caso de la raíz cuadrada media del error de aproximación (RMSEA) se verificó que su valor no superase a .80. Para establecer los anteriores valores se siguieron las recomendaciones de Byrne (2010). Para estos análisis se utilizó el software AMOS, versión 21 (2012), de IBM.

Resultados

A continuación, se presentan los datos correspondientes al AFE y AFC de la escala Actividad Gráfica como Herramienta (AGH).

Construcción de la escala Actividad Gráfica como Herramienta (AGH)

Se desarrolló un AFE utilizando el método de componentes principales con rotación varimax en SPSS v. 21. El resultado de la prueba de Bartlett fue $\chi^2 = 1343.80$, $p < .001$ y KMO = .88; dicho análisis indicó la existencia de una intercorrelación entre ítems adecuada para efectuar el análisis.

La prueba de sedimentación de Catell mostró la presencia de 3 factores tanto en el método de componentes principales como en mínimos cuadrados no ponderados. En el primero, la varianza total explicada fue del 59.96%. Como se indicó en la sección de análisis, fueron considerados como pertenecientes a cada factor aquellos ítems que obtuviesen valores entre .40 y .70 en su carga. En la Tabla 1 se observan las cargas factoriales por ítem correspondientes a cada dimensión. Las cargas factoriales de las tres dimensiones se encuentran distribuidas en una sola columna y, como se puede observar, están dentro del rango propuesto o sobre éste, con excepción del ítem 14. En el caso del segundo ítem propuesto, éste fue borrado por mostrar un valor inadecuado, es decir, inferior a .30. En esta misma tabla, en las columnas tres a cinco, se expone la matriz de configuración co-

rrespondiente al método de mínimos cuadrados no ponderados junto con la varianza explicada de cada factor, que en total explica el 50.79% de la varianza; 9.17% menos que lo encontrado por el método de componentes principales. Se

muestran en *itálicas* los ítems cuyas cargas factoriales se observan en una dimensión distinta en el primer método, a saber, dos de los quince ítems (12 y 4).

Tabla 1

Pesos factoriales de la escala Actividad Gráfica como Herramienta (AGH).

	Peso Factorial ^a	Factor 1 ^b 34.64% ^c	Factor 2 ^b 9.96% ^c	Factor 3 ^b 6.18% ^c
F1. Estrategia centrada en la solución de problemas				
1. Te permitió distinguir estrategias para resolver el problema o situación estresante.	.666	.710		
3. Redobla tu esfuerzo para resolver la situación.	.686	.701		
5. Te ayudó a hacerle frente al problema.	.744	.775		
6. Te permite reconocer qué puedes hacer para que las cosas funcionen.	.745	.784		
7. Apoya tu actual postura y el querer luchar por ella.	.712	.784		
9. Tuviste la oportunidad de aprender algo sobre ti mismo(a).	.482	.585		
F2. Placer y valor terapéutico				
11. Sentiste agrado de hacer una actividad creativa.	.833			.859
15. Te permitió mejorar la confianza en ti.	.518			.687
10. Lograste concentrarte en tu paz interior.	.725			.807
12. Te dejaste llevar con el trabajo/actividad.	.770		.799	
F3. Competencia y uso del material				
4. Tuviste dificultades con el material para realizar lo que deseabas.	.786			.773
8. Presentaste dificultades para exponer (dibujar) tus ideas.	.598		.595	
13. Te tomó tiempo entender cómo podías utilizar los materiales.	.579		.605	
14. Pudiste permitirte cometer errores.	.367		.371	

Nota. ^a Corresponde a las cargas factoriales por el método de componentes principales; ^b Corresponde a la matriz de configuración por método de mínimos cuadrados no ponderados. ^c Varianza explicada. Ítem eliminado: (2) Sabías exactamente cómo manejar el material.

La confiabilidad obtenida a nivel general y por subescalas se muestra en la Tabla 2. En la primera columna se observan los resultados por escala y subescala de acuerdo al método de componentes principales. En ésta la subescala Competencia y uso del material presenta un valor por debajo del $\alpha \geq .70$ recomendado. En la segunda columna se muestran los resultados contemplando el arreglo por mínimos cuadrados no ponderados; como se observa, existe una caída en la confiabilidad de las subescalas de Pla-

cer y valor terapéutico y Competencia y uso del material.

Considerando que el grado de competencia depende del material utilizado y que únicamente fue valorada la técnica de pastel seco sobre papel, a diferencia del amplio grupo incluido por [Snir y Regev \(2013\)](#), se decidió retener los ítems de la subescala Competencia y uso del material pese a los resultados obtenidos tras utilizar el método de componentes principales.

Tabla 2
Confiabilidad de la escala Actividad Gráfica como Herramienta (AGH).

Subescala	α de Cronbach ^a	α de Cronbach ^b
	14 ítems	14 ítems
Estrategia centrada en la solución de problemas	.86	.86
Placer y valor terapéutico	.86	.62
Competencia y uso del material	.66	.45
Escala General	.85	.85

Nota. (a) Factorización por el método de componentes principales. (b) Factorización por el método de mínimos cuadrados no ponderados.

Por último, en la Tabla 3 se muestran las correlaciones interfactoriales correspondientes a la factorización de cada método: (a) para la factorización por el método de componentes principales y (b) para la factorización por el método de mínimos cuadrados no ponderados. Como se observa en el caso de la factorización por el método de componentes principales, existe una asociación fuerte entre la subescala de Estrategias centradas en la solución de problemas y el Placer y valor terapéutico, y ninguna relación entre las otras subescalas; mientras que en la factorización bajo el método de mínimos cuadrados no ponderados se encontraron asociaciones entre las tres subescalas, las cuales no superaron el valor de .90 recomendado por Field (2016).

Tabla 3
Correlaciones interfactoriales de la escala Actividad Gráfica como Herramienta (AGH).

	1 ^a	1 ^b	2 ^a	2 ^b	3 ^a	3 ^b
1. Estrategia centrada en la solución de problemas	1	1	.723**	.607**	.094	.321**
2. Placer y valor terapéutico			1	1	.049	.606**
3. Competencia y uso del material					1	1

Nota. (a) Factorización por el método de componentes principales. (b) Factorización por el método de mínimos cuadrados no ponderados. ** $p < .001$

La caída en la confiabilidad de las subescalas bajo el método de mínimos cuadrados no ponderados así como la disminución de la varianza total explicada por sus factores, en conjunto con la propuesta original del tipo de factorización a utilizar de acuerdo al cuestionario origen-modelo (Snir & Regev, 2013) desestimó la ejecución de los siguientes análisis sobre el modelo de mínimos cuadrados no ponderados; por lo que el resto del escrito se concentra en el primer arreglo factorial.

Las medias y desviaciones estándar obtenidas por subescala y género se muestran en la Tabla 4. Estos valores se encontraron normalmente distribuidos en la subescala de Estrategias centradas en la solución de problemas ($Z = 1.036, p = .234$); Placer y valor terapéutico ($D = 1.066, p = .205$) y en la escala general ($Z = .710, p = .695$). Por otro lado, la escala de Competencia y uso del material presentó una distribución que no se ajustaba a la normalidad ($D = 2.402, p < .001$). La comparación por género de las puntuaciones por subescala y en el puntaje total de la escala no mostró diferencias significativas, dicho resultado se encuentra en la misma tabla.

Tabla 4

Estadísticos descriptivos y comparación por sexo de las puntuaciones de la escala AGH.

	Estrategia centrada en la solución de problemas		Placer y valor terapéutico		Competencia y uso del material		<i>Actividad Gráfica como Herramienta (AGH)</i>	
	M	DE	M	DE	M	DE	M	DE
Hombres	12.43	5.76	8.47	4.69	4.83	3.45	25.73	10.91
Mujeres	11.97	5.75	9.22	4.24	5.03	3.24	26.22	9.98
N = 216	12.08	5.74	9.03	4.36	4.98	3.29	26.10	10.19
Prueba <i>t</i>	$t = .504, p = .615$		$t = 1.08, p = .279$		$t = .372, p = .711$		$t = .304, p = .761$	

Nota. M = media; DE = desviación estándar.

Análisis factorial confirmatorio

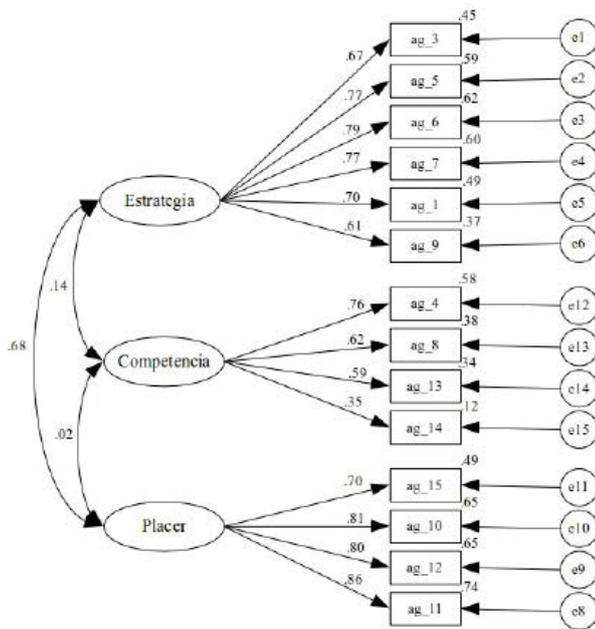
El AFC se realizó con las respuestas de la misma muestra. Los valores a analizar corresponden al modelo de tres factores y 14 ítems. Se seleccionaron seis estadísticos para evaluar la bondad de ajuste de dicho modelo hipotético: Chi cuadrada normada dividida entre los grados de libertad (χ^2/df); la raíz cuadrada media del error de aproximación (RMSEA); el índice de ajuste comparativo de Bentler (CFI); el índice de bondad de ajuste (GFI); el índice de bondad de ajuste regulado (AGFI) y el índice de Tucker-Lewis (TLI). Fueron tomados como criterios de ajuste adecuado que la razón entre Chi cuadrada y los grados de libertad no exceda de 3, que la RMSEA no supere un valor de .08 y que los índices CFI, GFI, AGFI y TLI presen-

ten valores cercanos a .90 (Byrne, 2010). Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 5. En el primer modelo, con tres factores de primer orden, únicamente el AGFI presentó resultados por debajo del valor considerado pertinente, sin embargo, se acercaba al límite recomendado, por lo que se consideró que presentaba un buen ajuste. Los valores del segundo modelo revisado, con un factor general de segundo orden, se muestran en la misma tabla, en este modelo ninguno de los valores se encontró dentro de los considerados aceptables, por lo que fue descartado. Por último, en el caso del modelo de tres factores de primer orden, éste presentó valores semejantes a los del primer modelo, con un ligero incremento en el GFI (.912), ubicándose como el mejor de los tres modelos. La Figura 1 muestra la escala resultante.

Tabla 5

Estadísticos de bondad de ajuste.

Modelo	χ^2/df	RMSEA	CFI	GFI	AGFI	TLI
1. Tres factores relacionados	1.987	.068	.940	.911	.875	.927
2. Factor general de segundo orden	5.152	.139	.741	.750	.659	.694
3. Tres factores de primer orden	1.996	.068	.940	.912	.875	.927

**Figura 1**

Estructura factorial de la AGH.

Nota. Se presentan los valores estandarizados.

Discusión

Este estudio tuvo como objetivo el diseño y análisis dimensional de una escala enfocada en la evaluación del uso de material artístico con fines terapéuticos. Su construcción incluyó tanto la revisión de trabajos similares en otro idioma, como la indagación de los aspectos que pudiesen implementarse para evaluar las propiedades singulares que le distinguen, más allá de la intervención terapéutica. La escala resultante (Actividad Gráfica como Herramienta, AGH) cuenta con tres dimensiones, las cuales permiten evaluar la posibilidad del material artístico para fungir como medio para generar alternativas, redoblar esfuerzos o aprender de sí mismo (Estrategia centrada en la solución de problemas), reflexionar sobre la actividad y proceso creativo, lograr una mayor confianza y paz (Placer y valor terapéutico) y por último, conocer la propia capacidad para manejar el material (Competencia y uso del material). Su confia-

bilidad general es buena ($\alpha = .85$); con niveles semejantes en dos de sus tres componentes ($\alpha = .86$, Estrategia centrada en la solución de problemas; $\alpha = .86$, Placer y valor terapéutico); y un valor cercano al .70 aceptable en la escala de Competencia y uso del material ($\alpha = .66$).

Para la construcción de la AGH se consideró fundamental el revisar escalas con objetivos semejantes. Al sólo ser posible encontrar este tipo de material en inglés (ABI; Snir & Regev, 2013), esta investigación tuvo que incluir tanto el desarrollo de un AFE, para identificar la existencia de un modelo cuya configuración se asemejase al modelo de habla inglesa; como su posterior comprobación mediante un AFC. En este último análisis, tres modelos trifactoriales fueron analizados intentando con ello encontrar el mejor de éstos. Tras realizar este análisis se obtuvo un modelo consistente con los fundamentos teóricos, de construcción e hipotéticos derivados del cuestionario realizado por Snir y Regev (2013); pero ampliado en relación a las estrategias para la solución de problemas.

Esta escala se suma a los pocos instrumentos diseñados para evaluar las propiedades del material y la actividad artística que pueden relacionarse con el trabajo y la mejora en la salud psicológica. Según nuestro conocimiento, es la primera desarrollada en idioma español. Es también el primer estudio que evalúa, aunque parcialmente, las propiedades psicométricas del ABI (Snir & Regev, 2013). Es además una escala que, dado el procedimiento utilizado para desarrollarla –sin la intervención directa de un terapeuta–, permite distinguir sus propiedades más allá del objetivo y el rol del terapeuta, algo señalado como necesario en el desarrollo del campo de la arte terapia y terapias expresivas (Reynolds et al., 2000; Muri, 2007).

Como se señaló, dentro de la arte terapia y terapias expresivas, con independencia del enfoque teórico, muchas terapias incluyen en su ejecución el empleo de materiales como parte de la intervención. Siguiendo esta forma

de trabajo la AGH incorpora la evaluación del material artístico en función de sus propiedades terapéuticas haciendo únicamente un énfasis en la posibilidad de introspección y generación de alternativas.

Limitaciones y estudios a futuro

Dentro de las limitantes de este estudio es necesario mencionar que en la construcción de la AGH únicamente se evaluó el empleo de un tipo de material, esto se vio reflejado en la baja confiabilidad de una de las dimensiones, por lo que se recomienda ampliar las investigaciones con este instrumento pero utilizando otros materiales, al igual que su empleo con otras poblaciones.

Asimismo se recomienda su evaluación siguiendo distintos formatos de intervención, es decir, contemplando no sólo su empleo para el trabajo con situaciones estresantes cotidianas sino también con otros temas como el estrés post-traumático o el manejo del duelo, por mencionar algunos. Se recomienda también su revisión en estudios que incluyan más de una sesión.

Referencias

- Alyami, A. (2009). The integration of art therapy into physical rehabilitation in a Saudi hospital. *The Arts in Psychotherapy*, 36(5), 282-288. doi: 10.1016/j.aip.2009.07.001
- Betts, D. (2005). A systematic analysis of art therapy assessment and rating instrument literature. (Tesis doctoral). Recuperado de <http://diginole.lib.fsu.edu/islandora/object/fsu:175923>
- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming*. NY: Routledge.
- Cano-García, F. J., Rodríguez-Franco, L., & García-Martínez, J. (2007). Adaptación española del Inventario de Estrategias de Afrontamiento. *Acta Española de Psiquiatría*, 35(1), 29-39. Recuperado de [http://personal.us.es/fjcano/drupal/files/AEDP%2007%20\(esp\).pdf](http://personal.us.es/fjcano/drupal/files/AEDP%2007%20(esp).pdf)
- Chinaveh, M. (2012). The effectiveness of problem-solving on coping skills and psychological adjustment. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 84, 4-9. doi: 10.1016/j.sbspro.2013.06.499
- Feen-Calligan, H., & Nevedal, D. (2008). Evaluation of an art therapy program: Client perceptions and future directions. *Art Therapy*, 25(4), 177-182. doi: 10.1080/07421656.2008.10129544
- Field, A. (2016). *An Adventure in Statistics: The Reality Enigma*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Gantt, L. M., & Anderson, F. (2009). The Formal Elements Art Therapy Scale: A measurement system for global variables in art. *Art Therapy*, 26(3), 124-129. doi: 10.1080/07421656.2009.10129372
- IBM (2012). SPSS Statistics 21.0.0. [software de cómputo]. Recuperado de <https://www-01.ibm.com/software/mx/analytics/spss/products/statistics/>
- IBM (2012). SPSS AMOS 21.0.0 [software de cómputo]. Recuperado de <http://www.spss.com.hk/amos/index.htm?tab=1>
- International Expressive Arts Therapy Association. (s.f.). What we do? Recuperado el 17 de Noviembre de 2016 de <http://www.ieata.org/what-we-do.html>
- Johnson, D. R. (2009). Commentary: Examining underlying paradigms in the creative arts therapies of trauma. *The Arts in Psychotherapy*, 36(2), 114-120. doi: 10.1016/j.aip.2009.01.011
- Kapitan, L. (2010). *Introduction to Art Therapy Research*. NY: Routledge.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Malchiodi, C. A. (Ed.). (2005). *Expressive Therapies*. Nueva York, NY: Guilford Publication.
- Marxen, E. (2011). *Diálogos entre arte y terapia. Del "arte psicótico" al desarrollo de la arteterapia y sus aplicaciones*. Barcelona, España: Gedisa.
- Morales, P., & Jarpa, J. M. (2010). Elementos de Arteterapia como medio de comunicación y elaboración

en psicoterapia con adolescentes. *Arteterapia: Papeles de arteterapia y educación artística para la inclusión social*, 5, 137-152. Recuperado de <http://revistas.ucm.es/index.php/ARTE>

- Muri, S. A. (2007). Beyond the face: Art therapy and self-portraiture. *The Arts in Psychotherapy*, 34(4), 331-339. doi: 10.1016/j.aip.2007.05.002
- Parto, M., & Besharat, M. A. (2011). The direct and indirect effects of self-efficacy and problem-solving on mental health in adolescents: Assessing the role of coping strategies as mediating mechanism. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 30, 639-643. doi: 10.1016/j.sbspro.2011.10.124
- Renton, A., Phillips, G., Daykin, N., Yu, G., Taylor, K., & Petticrew, M. (2012). Think of your art-eries: Arts participation, behavioural cardiovascular risk factors and mental well-being in deprived communities in London. *Public Health*, 126, 557-664. doi: 10.1016/j.puhe.2012.05.025
- Reynolds, M. W., Nabors, L., & Quinlan, A. (2000). The effectiveness of art therapy: Does it work? *Art Therapy: Journal of the American Art Therapy Association*, 17(3), 207-213. doi: 10.1080/07421656.2000.10129706
- Snir, S., & Regev, D. (2013). ABI - Art-based Intervention Questionnaire. *The Arts in Psychotherapy*, 40(3), 338-346. doi: 10.1016/j.aip.2013.06.005
- Spandler, H., Secker, J., Kent, L., Hacking, S., & Shenton, J. (2007). Catching life: The contribution of art initiatives to recovery approaches in mental health. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 14(8), 791-799. doi: 10.1111/j.1365-2850.2007.01174.x
- Spector, P. (1992). *Summated rating scale construction. An Introduction*. Newbury Park, CA: Sage.
- Stacey, G., & Stickley, T. (2010). The meaning of art to people who use mental health services. *Perspectives in Public Health*, 130(2), 70-77. doi: 10.1177/1466424008094811
- Stickley, T., & Hui, A. (2012). Social prescribing through arts on prescription in a UK city: Participants' perspectives (Part 1). *Public Health*, 126(7), 574-579. doi: 10.1016/j.puhe.2012.04.002
- Stiles, W. B., Reynolds, S., Hardy, G. E., Rees, A., Barkham, M., & Shapiro, D. A. (1994). Evaluation and description of psychotherapy sessions by clients using the Session Evaluation Questionnaire and the Session Impacts Scale. *Journal of Counseling Psychology*, 41(2), 175-185. doi: 10.1037/0022-0167.41.2.175
- Tucker, N., & Treviño, A. L. (2011). An art therapy domestic violence prevention group in Mexico. *Journal of Clinical Art Therapy*, 1(1), 16-24. Recuperado de <http://digitalcommons.lmu.edu/jcat/>
- Uttley, L., Scope, A., Stevenson, M., Rawdin, A., Taylor-Buck, E., Sutton, A., & Wood, C. (2015). Systematic review and economic modelling of the clinical effectiveness and cost-effectiveness of art therapy among people with non-psychotic mental health disorders. *Health Technology Assessment*, 19(18), 1-120. doi: 10.3310/hta19180
- Warson, E. (2003). From foster care to Indian boarding school: Empowering native youth. En D. Betts (Ed.), *Creative art therapies approaches in adoption and foster care: Contemporary strategies for working with individuals and families* (pp. 131-142). Springfield, IL: Charles C. Thomas.

Conflictos entre Pares en el Aula y Estilos de Manejo de Conflictos en Estudiantes de Bachillerato

Conflicts with Classmates and Conflict Management Styles in High School Students

Alejandro César Antonio Luna-Bernal *¹, Juan Carlos Mejía-Ceballos²,
Francisco Augusto Laca-Arocena³

1. Universidad de Guadalajara, México.
2. Universidad Autónoma del Estado de Morelos, México.
3. Universidad de Colima, México.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 07/02/2017 Revisado: 16/02/2017 Aceptado: 03/03/2017

Resumen

El presente trabajo se planteó tres objetivos: a) identificar el grado de frecuencia e intensidad de conflictos que los adolescentes estudiantes de bachillerato perciben tener con sus compañeros de aula en relación a determinados temas de conflicto; b) analizar posibles diferencias de género, edad y grado escolar en la frecuencia e intensidad percibidas, y c) examinar la posible relación de la frecuencia e intensidad con los estilos de manejo de conflictos que los adolescentes afirman emplear en las interacciones con sus compañeros. Participaron 171 adolescentes estudiantes de bachillerato de una escuela pública ubicada en Guadalajara, México, con edades de 15 a 19 años, quienes respondieron el Cuestionario sobre Conflictos con Compañeros de Aula. En los resultados se encontraron diferencias significativas por género, edad y grado escolar, así como correlaciones directas entre frecuencia e intensidad de conflictos y estilos de manejo de conflictos. Se discuten estos y otros resultados en el marco de la literatura sobre gestión de conflictos en la adolescencia.

Palabras clave: *adolescencia, conflicto, resolución de conflictos*

Abstract

This study addressed three objectives: a) to identify the degree of frequency and intensity of conflicts that high school adolescents perceive to have with their classmates regarding certain conflict issues; b) to analyse possible differences in perceived frequency and intensity according to gender, age and grade; and c) to examine possible relationships between frequency and intensity of conflicts, and conflict management styles. The test subjects were 171 students from a public high school in Guadalajara (México) aged 15 to 19 years, who answered the Questionnaire on Conflicts with Classmates. Significant differences were found related to gender, age and grade level, as well as direct correlations between frequency and intensity of conflicts, and conflict management styles. These and other findings are discussed considering previous literature on conflict management in adolescence.

Keywords: *adolescence, conflict, conflict resolution*

*Correspondencia a: Alejandro César Antonio Luna-Bernal, Calle Guanajuato No. 1045, Col. Alcalde Barranquitas, C. P. 44260, Guadalajara, Jalisco, México. Tel. (0133) 38193377. aluna642@hotmail.com

Cómo citar este artículo: : Luna-Bernal, A. C. A., Mejía-Ceballos, J. C., & Laca-Arocena, F. A. (2017). Conflictos entre pares en el aula y estilos de manejo de conflictos en estudiantes de bachillerato. *Revista Evaluar*, 17(1), 50-64. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

Los conflictos pueden definirse como situaciones en las cuales dos o más sujetos perciben sus respectivos intereses como incompatibles (Rubin, Pruitt, & Kim, 1994). En la actualidad, diversos autores han llamado la atención sobre el hecho de que los conflictos, así entendidos, son inherentes a la condición humana y no implican necesariamente agresión, ya que los seres humanos hemos creado distintos mecanismos para manejar esas situaciones de modos no violentos (p. ej., Fry, 2006; Galtung, 2003; Martínez-Guzmán, 2009; Paris-Albert, 2009). En ese sentido, diversos autores han señalado la importancia de distinguir, en la investigación con adolescentes, el fenómeno del conflicto del de la violencia (p. ej., Bascón, Saavedra, & Arias, 2013; Pantoja-Vallejo, 2005).

Sin embargo, a pesar de la importancia que reviste el estudio del rol que cumplen los conflictos cotidianos en la vida diaria de los adolescentes, este aspecto de la vida escolar ha sido poco abordado. El énfasis de la literatura en el área ha tendido a centrarse en el estudio de los fenómenos de violencia escolar (especialmente, el *bullying*). En ese marco, actualmente es posible constatar la escasez de estudios que proporcionen datos sobre los principales temas de conflicto cotidianos entre pares adolescentes en el aula, analizando sus características de frecuencia e intensidad. Esto ocurre pese al interés creciente que existe en diversos ámbitos por el análisis del conflicto y sus formas de resolución.

Por lo anterior, y con el fin de contribuir a llenar ese vacío, el objetivo de este estudio es realizar una aproximación a esta problemática en nuestro contexto mediante un análisis de, por una parte, los conflictos que se presentan entre compañeros de aula y, por otra, su relación con los estilos de manejo de conflictos manifestados por los estudiantes.

En concreto, se plantearon tres objetivos particulares para el presente trabajo: a) identi-

car el grado de frecuencia e intensidad de conflictos que los adolescentes estudiantes de bachillerato perciben tener con sus compañeros de aula en relación a determinados temas de conflicto; b) analizar posibles diferencias de género, edad y grado escolar en cuanto a frecuencia e intensidad percibidas, y c) examinar la posible relación entre la frecuencia e intensidad de los conflictos y los estilos de manejo de conflictos que los adolescentes manifiestan emplear en las interacciones con sus compañeros.

Conflictos entre compañeros en el aula

De acuerdo con Laursen y Collins (1994), la expresión *temas de conflicto* (*conflict issues*) hace referencia a los asuntos respecto de los cuales se producen los conflictos. En el caso de los conflictos en el aula, algunos temas de conflicto entre pares se dan por causas como hacer ruido en el salón, los chismes, las calificaciones, las tareas o las burlas. La *frecuencia de conflictos* ha sido definida en diversos estudios como la cantidad de veces que las personas tienen conflictos respecto a un determinado tema. Asimismo, la *intensidad* se ha definido como el nivel de tensión emocional percibido por los involucrados durante tales discusiones (Laursen & Koplas, 1995; Luna-Bernal & Cruz-Abundis, 2014; Luna-Bernal, Laca-Arocena, & Cruz-Abundis, 2013; Parra-Jiménez & Oliva-Delgado, 2002; Pérez-Ramos & Pineda-Sánchez, 2013).

Como se señaló, son escasos los estudios sobre temas de conflicto cotidianos entre adolescentes en el contexto escolar. En la revisión bibliográfica llevada a cabo para el presente trabajo se identificaron los estudios llevados a cabo por Delpino-Goicochea (2011) y por Eres-ta-Plasín y Delpino-Goicochea (2009) en España, y el estudio de Castro-Guerrero, López-Jiménez y Meza-Altamar (2011) desarrollado en Colombia, además de un par de estudios efectuados con estudiantes mexicanos de bache-

rato (Luna-Bernal & Laca-Arocena, 2011) y de secundaria (Luna-Bernal, De Gante-Casas, & Gómez-Pérez, 2015). A continuación, resumiremos algunos de los principales resultados de estos estudios.

El estudio de Castro-Guerrero et al. (2011) fue realizado con 60 estudiantes de noveno grado de una institución pública del municipio de Malambo, Atlántico, Colombia. Se les preguntó a los participantes sobre las causas que con mayor relevancia generan conflictos en la escuela. Los estudiantes identificaron como situaciones de conflicto el enfrentamiento entre los alumnos y el profesor, las malas palabras en clase, que no se respetan las normas, que los alumnos se insultan, que hay peleas, y que hay pequeños grupos que no se llevan bien. También los estudiantes consideraron como temas de conflicto el no traer el uniforme, las llegadas tarde y el escaparse de clase. La mayoría de los encuestados consideraron que las malas palabras son las que generan más acciones conflictivas, seguidas por las llegadas tarde. De acuerdo con los autores, a pesar de que reconocen la existencia de estas dificultades de convivencia, en general, los adolescentes opinaron que sus relaciones pueden considerarse normales.

Por su parte, en España, Delpino-Goicochea (2011) llevó a cabo un estudio con una muestra de 1,412 adolescentes con edades entre 15 y 18 años. Los participantes estaban matriculados en 25 centros educativos tanto públicos como privados, ubicados en siete ciudades españolas. Además, se realizaron cuatro grupos de discusión con 39 estudiantes. La autora llamó la atención sobre el hecho de que los adolescentes tendieron a referirse a los conflictos como “problemas”. Con relación a la pregunta acerca de aquellos comportamientos considerados problema en las relaciones entre pares en el aula, se ubicaron en primer lugar las burlas (29.4%), seguidas de las conductas molestas en clase (16.1%), las agresiones físicas (16%), el ignorar a otros (9%) y el rechazo a quienes son

de otro país (6.3%).

En México, encontramos como primer antecedente un estudio llevado a cabo por Luna-Bernal y Laca-Arocena (2011) con 282 adolescentes estudiantes de bachillerato de las ciudades de Guadalajara y Colima, con un rango de edad de 14 a 19 años. En ese estudio, los autores desarrollaron un Cuestionario sobre Conflictos con Compañeros de Aula, mediante el cual evaluaron la frecuencia e intensidad de los conflictos entre adolescentes estudiantes de bachillerato con respecto a 21 temas de conflicto, considerando diferencias de género y edad. En los resultados se verificó que los participantes tendían a presentar mayores conflictos con compañeros del mismo género, y se manifestó una mayor inclinación de las mujeres hacia los conflictos relacionales.

Un segundo antecedente en México para nuestro trabajo es el estudio llevado a cabo por Luna-Bernal et al. (2015), con una muestra (N = 404) de estudiantes de secundaria pertenecientes a dos planteles públicos de la Zona Metropolitana de Guadalajara, Jalisco. El rango de edad de los participantes fue de 11 a 15 años. Los autores emplearon el Cuestionario sobre Conflictos con Compañeros de Aula elaborado previamente por Luna-Bernal y Laca-Arocena (2011). Los temas de conflicto más frecuentes e intensos entre los adolescentes resultaron ser los relativos a faltas de respeto o insultos, creerse más que los demás, chismes y burlas. Por su parte, los temas de conflicto menos frecuentes fueron los relativos al dinero y a copiar o pasar las respuestas en los exámenes. En cuanto a las diferencias de género, las mujeres obtuvieron puntajes más altos que los hombres en los conflictos por chismes y en los conflictos por hipocresía o envidia, tanto en frecuencia como en intensidad de conflictos. Por su parte, los hombres presentaron mayor frecuencia que ellas en los conflictos relativos a agarrar las cosas de los demás y resultaron tener conflictos más intensos que las mujeres en el tema relativo a la di-

visión de tareas en equipo. Los autores también encontraron, tanto en la frecuencia como en la intensidad de los conflictos, una tendencia a aumentar según el grado escolar y la edad de los estudiantes participantes.

Como se puede observar, los antecedentes de estudios sobre temas de conflictos cotidianos entre adolescentes en la escuela hasta el momento, parecen mostrar que los adolescentes tienden a percibir una frecuencia e intensidad entre baja y moderada en la incidencia de tales conflictos y que se inclinan a verlos como problemas de relación que son normales en sus interacciones. No obstante, como se puede apreciar, es probable que existan diferencias de género, grado y edad que es importante considerar a fin de comprender de manera más precisa la dinámica y el significado de estos conflictos cotidianos para el desarrollo psicosocial de los adolescentes, así como su relación con los modos de conducta que utilizan para afrontarlos.

Estilos de manejo de conflictos

De acuerdo con Filley (1975/1985), los estilos personales de manejo de conflictos pueden definirse como “los patrones de comportamiento que las personas utilizan para resolver conflictos” (p. 60). La presente investigación se basará en el modelo de Ross y DeWine (1988) debido a que este modelo se ha mostrado consistente y útil para estudiar los estilos de manejo de conflictos en adolescentes (p. ej., Luna & Laca, 2014; Luna-Bernal, 2014; Luna-Bernal & De Gante-Casas, 2017). Ross y DeWine (1988) propusieron tres estilos comunicativos para el manejo de conflictos: a) Centrado en Uno Mismo, b) Centrado en la Otra Parte y c) Centrado en el Problema.

El estilo Centrado en Uno Mismo se presenta cuando en el manejo de un conflicto el individuo asume una actitud competitiva y refleja en sus mensajes un énfasis en los intereses pro-

pios. Por ejemplo, en mensajes como “¡Cállate, estás equivocado(a)! No quiero oír nada más de lo que tengas que decir”, “Es tu culpa si yo fallo en esto, y jamás esperes alguna ayuda de mi parte cuando estés en un apuro”, o “¡No puedes hacerme (o decirme) eso; de todos modos es a mi manera. ¡Olvidalo!” el sujeto enfatiza su posición personal incluso a costa de sacrificar o de no considerar el interés de la contraparte.

El estilo Centrado en la Otra Parte, por el contrario, se presenta cuando el sujeto asume actitudes de acomodación emitiendo mensajes con los que manifiesta su voluntad de pasar por alto el problema y de complacer a la contraparte. Por ejemplo, en mensajes como “¿Cómo puedo hacerte sentir bien otra vez?”, “Cualquier cosa que te haga sentir mucho mejor está bien para mí”, o “Lamento mucho que te sientas herido(a); quizás tú tengas razón”, el sujeto busca satisfacer el interés de la otra parte, incluso mostrándole completa disposición o dándole la razón.

Por último, el estilo Centrado en el Problema se presenta cuando en el manejo de conflictos el sujeto emite mensajes en los que asume una actitud de colaboración o compromiso, considerando que el conflicto se puede resolver atendiendo a los intereses de ambas partes sin arriesgar la relación. Por ejemplo, en mensajes como “Estoy muy molesto por algunas cosas que están pasando, ¿podemos hablar sobre ellas?”, “¿Qué posibles soluciones podemos encontrar?”, o “Intentemos encontrar una solución que nos dé a cada uno algo de lo que queremos”, el sujeto solicita hablar sobre el problema, pregunta sobre las posibles soluciones e invita a la contraparte a encontrar una solución negociada.

Método

Participantes

La muestra del presente estudio (N = 171) estuvo compuesta por estudiantes de un bachi-

llerato público ubicado en la Zona Metropolitana de Guadalajara, Jalisco (México), de los cuales 91 (53.2%) eran mujeres y 80 (46.8%) varones. El rango de edad fue de 15 a 19 años ($M = 16.70$; $DE = .94$). Los participantes se encontraban distribuidos en los seis grados (semestres) que comprende el bachillerato general en México.

Para analizar la variable edad en el presente estudio se formaron dos grupos: de 15 y 16 años y de 17 a 19 años. Con relación a la variable de grado escolar, se decidió analizarla por anualidades, considerando tres niveles: Primer año (semestres 1 y 2), Segundo año (semestres 3 y 4), y Tercer año (semestres 5 y 6). En la Tabla 1 se puede observar la distribución por género según la edad y el grado escolar.

Tabla 1

Distribución de la muestra por género, edad y grado escolar.

	Mujeres	Hombres	Total
15 y 16 años	36 (21.1%)	35 (20.5%)	71 (41.5%)
17 a 19 años	55 (32.2%)	45 (26.3%)	100 (58.5%)
Primer año	33 (19.3%)	29 (17.0%)	62 (36.3%)
Segundo año	28 (16.4%)	30 (17.5%)	58 (33.9%)
Tercer año	30 (17.5%)	21 (12.3%)	51 (29.8%)
Total	91 (53.2%)	80 (46.8%)	171 (100%)

Nota. Los porcentajes son en relación con la muestra total.

Instrumentos

Cuestionario sobre Conflictos con Compañeros de Aula. Este instrumento informa sobre la frecuencia e intensidad de conflictos que los participantes perciben tener con sus compañeros de aula, con relación a 23 temas de conflicto. El instrumento se compone de 23 reactivos, cada uno de los cuales hace referencia a un posible tema de conflicto entre compañeros. Por ejemplo, *Por dinero* (reactivo 1), *Por chismes* (reactivo 3), *Por burlas* (reactivo 4). Respecto de cada tema, el participante debe señalar la frecuencia con que ha experimentado dichos conflictos así como su intensidad. En la escala de

frecuencia se le pide al participante responder si con relación a cada uno de los temas mencionados se presentan entre él y sus compañeros: 1 (*Ningún conflicto*), 2 (*Algunos conflictos*), 3 (*Bastantes conflictos*), ó 4 (*Muchos conflictos*). En la escala de intensidad se le pide al adolescente responder si se trata de: 1 (*Ningún conflicto*), 2 (*Conflictos leves*), 3 (*Conflictos de intensidad media*), ó 4 (*Conflictos fuertes*). Para su calificación, se calcula la media aritmética de los 23 reactivos para cada una de las dos escalas, obteniéndose así un puntaje de frecuencia y otro de intensidad de conflictos. Además de este puntaje global de cada una de las escalas, en el presente trabajo se analizaron por separado cada uno de los 23 temas de conflicto.

Cabe señalar que, al final de la lista de los 23 reactivos, también se presenta al participante un espacio para que pueda agregar libremente hasta tres reactivos (temas) nuevos. Para ello, se le da la indicación de que anote él mismo otros temas sobre los que haya tenido conflictos con sus compañeros y que no estén ya incluidos en la lista. En caso de que los participantes añadan nuevos temas en esta sección del instrumento, no se computarán para el presente estudio sino que solamente se tomarán en cuenta para ser agregados en futuras versiones del Cuestionario.

Como se señaló anteriormente, el Cuestionario sobre Conflictos con Compañeros de

Aula fue desarrollado originalmente por Luna-Bernal y Laca-Arocena (2011), en base al diseño de la Escala de Conflicto Familiar en la Adolescencia (ECFA) de Parra-Jiménez y Oliva-Delgado (2002). Como se explicó más arriba, el instrumento original de Luna-Bernal y Laca-Arocena (2011) quedó conformado por 21 reactivos.

Con respecto al presente trabajo conviene señalar dos puntos. En primer lugar, por sugerencia de algunos adolescentes participantes en los estudios anteriores, así como por consideraciones terminológicas y conceptuales, se tomó la decisión de separar los conceptos de *hipocresía* y *envidia* y, por lo tanto, se modificó el reactivo número 9 que en la versión original decía “Por hipocresía o envidia”. En la presente versión el reactivo 9 se reemplazó por *Por hipocresía* y se añadió el reactivo 22: *Por envidia*. También por sugerencia de algunos participantes, se añadió el nuevo reactivo 23: *Por ser eliminado o no aceptado en Facebook*. De esta manera, la versión del instrumento que será utilizada en el presente estudio quedó conformada por 23 reactivos.

En segundo lugar, a fin de obtener información sobre la validez y confiabilidad de las escalas de frecuencia e intensidad de conflictos considerando los datos del presente estudio, se realizó un análisis de componentes principales de ambas escalas, así como también un análisis de confiabilidad alfa de Cronbach de las mismas, tal como se señala enseguida.

En cuanto a la escala de Frecuencia de Conflictos se obtuvieron valores adecuados en la medida Kaiser-Mayer-Olkin y en la prueba de esfericidad de Bartlett ($KMO = .799$; $\chi^2_{[253]} = 1080.622$, $p < .01$), lo cual indicó la pertinencia del análisis de componentes principales para los datos muestrales. En dicho análisis se obtuvo una solución monofactorial que explica el 25.46% de la varianza con un índice de confiabilidad alfa de Cronbach de .86 para el total de la escala. El Factor I quedó conformado por

los siguientes 23 reactivos (carga factorial entre paréntesis, en orden descendente): 19 (.602), 10 (.591), 3 (.585), 16 (.579), 22 (.571), 4 (.571), 9 (.548), 11 (.544), 14 (.540), 20 (.538), 6 (.537), 18 (.536), 8 (.521), 5 (.486), 7 (.480), 13 (.478), 15 (.460), 21 (.450), 12 (.409), 17 (.404), 23 (.388), 2 (.374) y 1 (.237).

En cuanto a la escala de Intensidad de Conflictos se obtuvieron valores adecuados en la medida Kaiser-Mayer-Olkin y en la prueba de esfericidad de Bartlett ($KMO = .816$; $\chi^2_{[253]} = 1148.271$, $p < .01$), lo cual indicó la pertinencia del análisis de componentes principales para los datos muestrales. En dicho análisis de componentes se obtuvo una solución monofactorial que explica el 26.63% de la varianza con un índice de confiabilidad alfa de Cronbach de .872 para el total de la escala. El Factor I quedó conformado por los siguientes 23 reactivos (carga factorial entre paréntesis, en orden descendente): 5 (.622), 4 (.615), 6 (.606), 10 (.584), 8 (.562), 3 (.557), 16 (.551), 12 (.551), 7 (.549), 18 (.546), 14 (.545), 19 (.530), 11 (.523), 17 (.520), 20 (.504), 9 (.501), 2 (.493), 22 (.485), 13 (.465), 21 (.394), 15 (.372), 1 (.319) y 23 (.319).

Cuestionario sobre Estilos de Mensajes en el Manejo de Conflictos (Ross-DeWine Conflict Management Message Style instrument, CMMS). Este cuestionario informa sobre la frecuencia con que los participantes perciben utilizar tres estilos de mensajes en el manejo de conflictos según el modelo de Ross y DeWine (1988). Cada uno de los reactivos del CMMS es una oración que representa un mensaje dado por un individuo a su contraparte en una situación de conflicto interpersonal, por ejemplo: *¿Cómo puedo hacerte sentir bien otra vez?* (reactivo 2) o *Estoy muy molesto por algunas cosas que están pasando; ¿podemos hablar sobre ellas?* (reactivo 3), o bien *¡Cállate, estás equivocado(a)! No quiero oír nada más de lo que tengas que decir* (reactivo 8). Para contestar, se le pide al

participante que responda con qué frecuencia él ha utilizado, en sus conflictos, mensajes similares a los representados por cada reactivo. El formato de respuesta es una escala Likert de cinco puntos donde el 1 corresponde a *Nunca digo cosas como esto*, el 2 a *Rara vez digo cosas como esto*, el 3 a *Algunas veces digo cosas como esto*, el 4 a *A menudo digo cosas como esto* y el 5 a *Generalmente digo cosas como esto*. Para la calificación del CMMS se obtienen las medias y desviaciones estándar de los participantes en cada una de las tres escalas.

El CMMS fue elaborado originalmente por Ross y DeWine (1988) trabajando con muestras de 585, 210 y 123 estudiantes universitarios con edades promedio de 20 años. Mejía-Ceballos y Laca-Arocena (2006) realizaron la traducción y primera validación del CMMS a la lengua castellana. Posteriormente, Laca, Mejía y Mayoral (2011) llevaron a cabo un análisis factorial confirmatorio con una muestra de estudiantes universitarios mexicanos y españoles ($N = 441$) con una media de edad de 21 años. Finalmente, Luna y Laca (2014) llevaron a cabo un amplio estudio de validación con una muestra ($N = 1,074$) de estudiantes mexicanos de secundaria, bachillerato y licenciatura con un rango de edad de 11 a 25 años. La finalidad de este nuevo estudio fue analizar la estructura factorial del instrumento en una muestra de adolescentes y jóvenes, ya que los estudios anteriores habían sido efectuados con estudiantes universitarios. Una vez realizados los análisis factoriales (exploratorio y confirmatorio) por Luna y Laca (2014), el instrumento quedó compuesto por 13 reactivos divididos en tres escalas: estilo Centrado en Uno Mismo ($\alpha = .68$), estilo Centrado en la Otra Parte ($\alpha = .72$) y estilo Centrado en el Problema ($\alpha = .83$), con una varianza explicada total de 56.10%.

Procedimiento

Habiendo obtenido el permiso y la colaboración correspondientes por parte de las autoridades escolares, se solicitó a los estudiantes su participación dentro del aula de clases, en el horario acordado con la Institución. Se explicó a los estudiantes el objetivo de la investigación y se les invitó a participar de manera absolutamente voluntaria y anónima. Se les explicó que en estos instrumentos no hay respuestas buenas ni malas y se les invitó a contestar con sinceridad. Se les garantizó el manejo estrictamente confidencial y estadístico de la información y su uso para fines exclusivamente científicos.

Análisis estadístico

Con relación al primer objetivo particular del presente trabajo, que consistía en identificar el grado de frecuencia e intensidad de conflictos percibido por los participantes, se calcularon las medias y desviaciones estándar de frecuencia e intensidad de conflictos, tanto de la puntuación global como por temas de conflicto.

Con relación al segundo objetivo, que consistía en analizar posibles diferencias de género, edad y grado escolar, se examinaron dichas diferencias tanto en los puntajes globales de frecuencia e intensidad, como en cada uno de los 23 temas de conflicto.

Cabe mencionar que al revisar los supuestos necesarios para la realización de las pruebas paramétricas, se encontró que en algunas de las variables correspondientes a los 23 temas de conflicto no se alcanzaba a cubrir el supuesto de normalidad. Es por esto que se decidió emplear pruebas no paramétricas en tales casos a fin de identificar si la diferencia podría ser estadísticamente significativa (Coolican, 2004/2005; Ritchey, 2008).

Así, tanto en el caso del análisis de las diferencias de género como en el de diferen-

cias de edad, se empleó la prueba *t* de Student (paramétrica) o la prueba *U* de Mann-Whitney (no paramétrica), según si la variable a analizar cumplía o no con el supuesto de normalidad.

Por su parte, para analizar las diferencias por grado escolar se empleó la prueba ANOVA de un factor (paramétrica) o la de Kruskal-Wallis (no paramétrica). Para el análisis *post hoc*, se utilizó en el primer caso la Prueba Honestamente Significativa (HSD) de Tukey, y en el segundo caso el test de comparaciones múltiples de Dunn con corrección Bonferroni. En el apartado de Resultados, se reportan únicamente los casos en que las diferencias resultaron ser estadísticamente significativas a nivel $p < .05$ o $p < .01$.

Por último, respecto al tercer objetivo del presente trabajo, que consistía en analizar las relaciones entre los puntajes totales de frecuencia e intensidad de conflictos y los estilos de manejo de conflictos, se llevó a cabo un análisis correlacional de Pearson.

Todos los anteriores análisis fueron hechos empleando el programa estadístico SPSS versión 21.0 (IBM Corporation, 2012).

Resultados

Estadística descriptiva

Como se observa en la Tabla 2, la puntuación media total tanto en Frecuencia como en Intensidad de conflictos se ubicó en un lugar intermedio entre el punto 1 de la escala (*Ningún conflicto*) y el punto 2 (*Algunos conflictos y Conflictos leves*).

Asimismo, en la Tabla 2 puede observarse que los conflictos que obtuvieron las puntuaciones más elevadas tanto en Frecuencia como en Intensidad resultaron ser *Por chismes*, seguidos de *Porque algunos se creen más que los demás*, *Por falta de respeto o insultos* y *Por burlas*. Los conflictos menos frecuentes e intensos resultaron ser *Por ser eliminado o no aceptado en Facebook* y *Por copiar o pasar respuestas en los exámenes*.

Tabla 2

Medias y Desviaciones Estándar de Frecuencia e Intensidad de conflictos.

		Frecuencia	Intensidad
1	Por dinero	1.39 (.59)	1.40 (.65)
2	Por los asientos o lugares en el salón	1.33 (.54)	1.37 (.62)
3	Por chismes	1.84 (.84)	1.91 (.93)
4	Por burlas	1.74 (.79)	1.85 (.91)
5	Por favoritismos	1.50 (.75)	1.53 (.84)
6	Por diferencias de opiniones o de manera de pensar	1.71 (.70)	1.76 (.82)
7	Por falta de respeto o insultos	1.75 (.69)	1.85 (.82)
8	Por la manera de hablar	1.51 (.71)	1.50 (.76)
9	Por hipocresía	1.68 (.79)	1.77 (.93)
10	Por la manera de vestir o arreglarse	1.39 (.68)	1.45 (.80)
11	Por calificaciones	1.50 (.75)	1.53 (.84)
12	Por hacer ruido o estar hablando en el salón	1.73 (.77)	1.73 (.85)
13	Por agarrar las cosas de los demás	1.39 (.64)	1.36 (.67)
14	Por la manera de ser de uno u otro	1.39 (.58)	1.38 (.62)
15	Por el chico/a que nos gusta	1.33 (.61)	1.36 (.71)
16	Porque algunos se creen más que los demás	1.78 (.80)	1.84 (.89)
17	Por copiar o pasar las tareas de la escuela	1.42 (.62)	1.40 (.66)

		Frecuencia	Intensidad
18	Por la división de tareas en equipo	1.60 (.66)	1.63 (.78)
19	Por copiar o pasar respuestas en los exámenes	1.22 (.47)	1.23 (.57)
20	Por su desempeño o mi desempeño durante los deportes o en competencias	1.33 (.66)	1.39 (.83)
21	Por hacer lo que el otro quiere	1.41 (.62)	1.43 (.74)
22	Por envidia	1.62 (.81)	1.60 (.84)
23	Por ser eliminado o no aceptado en Facebook	1.16 (.46)	1.19 (.57)
Total		1.51 (.34)	1.54 (.40)

Nota. N = 171.

Diferencias de género

Frecuencia de conflictos. La diferencia en el promedio total no fue estadísticamente significativa. Una vez hecho el análisis por temas de conflicto, se encontraron diferencias estadísticamente significativas sólo en tres temas de conflicto. En conflictos *Por dinero* ($U = 2895.500$, $p < .01$), los hombres ($M = 1.51$; $DE = .64$) obtuvieron puntajes más altos que las mujeres ($M = 1.27$; $DE = .52$). En conflictos *Por hipocresía* ($t_{[169]} = 2.116$, $p < .05$), las mujeres ($M = 1.80$; $DE = .78$) obtuvieron puntajes más altos que los hombres ($M = 1.55$; $DE = .78$). En conflictos *Por la división de tareas en equipo* ($t_{[169]} = 2.056$, $p < .05$), las mujeres ($M = 1.69$; $DE = .66$) obtuvieron puntajes más altos que los hombres ($M = 1.49$; $DE = .64$).

Intensidad de conflictos. La diferencia en el promedio total no fue estadísticamente significativa. Una vez hecho el análisis por temas de conflicto, se encontraron diferencias estadísticamente significativas sólo en tres temas de conflicto. En conflictos *Por dinero* ($U = 2902.500$, $p < .01$), los hombres ($M = 1.54$; $DE = .71$) obtuvieron puntajes más altos que las mujeres ($M = 1.27$; $DE = .56$). En conflictos *Por hipocresía* ($t(169) = 2.046$, $p < .05$), las mujeres ($M = 1.90$; $DE = .92$) obtuvieron puntajes más altos que los hombres ($M = 1.61$; $DE = .92$). En conflictos *Por la división de tareas en equipo* ($t_{[169]} = 1.988$, $p < .05$), las mujeres ($M = 1.74$; $DE =$

.81) obtuvieron puntajes más altos que los hombres ($M = 1.50$; $DE = .73$).

Diferencias por grupos de edad

Frecuencia de conflictos. Pudo observarse una cierta tendencia del promedio general a aumentar con la edad siendo de 1.47 ($DE = .34$) para el grupo de 15-16 años, y de 1.54 ($DE = .34$) para el grupo de 17-19 años. Sin embargo, esta diferencia no resultó estadísticamente significativa.

En el análisis por temas de conflicto, se encontraron diferencias estadísticamente significativas sólo en dos temas de conflicto. En los conflictos *Por hacer ruido o estar hablando en el salón* ($t_{[169]} = 2.025$, $p < .05$) el grupo de 17-19 años ($M = 1.83$; $DE = .78$) obtuvo puntajes más altos que el grupo de 15-16 años ($M = 1.59$; $DE = .73$). Por su parte, en los conflictos *Por copiar o pasar respuestas en los exámenes* ($U = 3053.000$, $p < .05$) el grupo de 17-19 años ($M = 1.26$; $DE = .44$) obtuvo puntajes más altos que el grupo de 15-16 años ($M = 1.15$; $DE = .50$).

Intensidad de conflictos. También pudo observarse aquí una cierta tendencia del promedio general a aumentar con la edad, siendo de 1.49 ($DE = .39$) para el grupo de 15-16 años, y de 1.58 ($DE = .40$) para el grupo de 17-19 años. Sin embargo, esta diferencia no resultó estadísticamente significativa.

En el análisis por temas de conflicto, se encontraron diferencias estadísticamente significativas sólo en dos temas de conflicto. En los conflictos *Por hacer ruido o estar hablando en el salón* ($t_{[169]} = 2.208, p < .05$), el grupo de 17-19 años ($M = 1.85$; $DE = .86$) obtuvo puntajes más altos que el grupo de 15-16 años ($M = 1.56$; $DE = .81$). En los conflictos *Por la manera de ser de uno u otro* ($U = 2946.500, p < .05$), el grupo de 17-19 años ($M = 1.47$; $DE = .67$) obtuvo puntajes más altos que el grupo de 15-16 años ($M = 1.25$; $DE = .53$).

Diferencias por grado escolar

Frecuencia de conflictos. Pudo observarse una cierta tendencia del promedio general a aumentar con el grado escolar siendo de 1.47 ($DE = .36$), 1.51 ($DE = .34$) y 1.56 ($DE = .32$) para el Primero, Segundo y Tercer año respectivamente. Sin embargo, esta diferencia no resultó estadísticamente significativa.

En el análisis por temas de conflicto, se encontró diferencia estadísticamente significativa únicamente para los conflictos *Por hacer ruido o estar hablando en el salón* ($F_{[2/168]} = 7.240, p < .01$), donde el análisis *post hoc* indicó que el grupo de Tercer año ($M = 2.06$; $DE = .79$) obtuvo puntajes más altos que los grupos de Primero ($M = 1.56$; $DE = .74$) y de Segundo ($M = 1.62$; $DE = .70$), de manera estadísticamente significativa ($p < .01$, en ambos casos).

Intensidad de conflictos. Pudo observarse una cierta tendencia del promedio general a aumen-

tar con el grado escolar siendo de 1.47 ($DE = .37$), 1.55 ($DE = .42$) y 1.62 ($DE = .39$) para el Primero, Segundo y Tercer año respectivamente. Sin embargo, esta diferencia no resultó estadísticamente significativa.

Una vez hecho el análisis por temas de conflicto, se encontraron diferencias estadísticamente significativas únicamente en dos temas de conflicto. En los conflictos *Por burlas* ($F_{[2/168]} = 3.676, p < .05$) el análisis *post hoc* indicó que el grupo de Segundo año ($M = 2.09$; $DE = .96$) obtuvo puntajes más altos que el grupo de Primero ($M = 1.65$; $DE = .79$) con $p < .05$. Por su parte, en los conflictos *Por hacer ruido o estar hablando en el salón* ($F_{[2/168]} = 6.799, p < .01$), el análisis *post hoc* indicó que el grupo de Tercer año ($M = 2.08$; $DE = .82$) obtuvo puntajes más altos que los grupos de Primero ($M = 1.53$; $DE = .76$) y de Segundo ($M = 1.64$; $DE = .87$), de manera estadísticamente significativa ($p < .01$ y $p < .05$, respectivamente).

Análisis correlacional

Como puede observarse en la Tabla 3, los tres estilos de manejo de conflictos tuvieron correlaciones directas estadísticamente significativas tanto con Frecuencia como con Intensidad de conflictos; sin embargo, la fuerza de dichas correlaciones fue mayor para el estilo Centrado en Uno Mismo, seguido del estilo Centrado en la Otra Parte y, por último, del estilo Centrado en el Problema.

Tabla 3

Coefficientes de correlación Pearson entre estilos de manejo de conflictos y Frecuencia e Intensidad de conflictos.

	Centrado en Uno Mismo	Centrado en la Otra parte	Centrado en el Problema
Frecuencia de conflictos	.381***	.228**	.174*
Intensidad de conflictos	.347***	.221**	.162*

Nota. N = 171. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Discusión

Como se señaló, la puntuación media total de Frecuencia e Intensidad de conflictos en ambos casos se ubicó en un lugar intermedio entre el punto 1 de la escala (*Ningún conflicto*) y el punto 2 (*Algunos conflictos y Conflictos leves*). Igualmente es de interés observar que todas las puntuaciones medias en todos los temas de conflicto se ubicaron en ese rango (entre el punto 1 y el 2 de la escala), tanto en Frecuencia como en Intensidad. Lo anterior indica que, en general, los participantes tendieron a reportar un nivel percibido bajo de incidencia de conflictos con sus compañeros. Este resultado coincide con los estudios de Luna-Bernal et al. (2015) y Luna-Bernal y Laca-Arocena (2011) realizados con adolescentes de secundaria y de bachillerato, respectivamente. Igualmente, en el estudio de Castro-Guerrero et al. (2011), los estudiantes tendieron a reconocer la existencia de conflictos en sus relaciones como normales, lo que parece indicar que, probablemente, los estudiantes tienden a interpretar los conflictos que se presentan en sus relaciones cotidianas como situaciones que no alteran gravemente su convivencia diaria.

Con relación a los temas de conflicto que obtuvieron las puntuaciones más elevadas, tanto en Frecuencia como en Intensidad, éstos comprendían los conflictos *Por chismes, Porque algunos se creen más que los demás, Por falta de respeto o insultos y Por burlas*. Este resultado coincide con el de Luna-Bernal et al. (2015) donde fueron precisamente estos mismos cuatro temas de conflicto los más frecuentes e intensos entre alumnos de secundaria. Asimismo, es congruente con los estudios de Delpino-Goicochea (2011) y Eresta-Plasín y Delpino-Goicochea (2009), donde los conflictos por burlas ocuparon el primer lugar entre los más frecuentes. En relación con esto, es interesante considerar que los cuatro temas de conflicto referidos pueden ubicarse dentro de los conflictos de relaciones

(Delpino-Goicochea, 2011; Eresta-Plasín & Delpino-Goicochea, 2009; Moore, 1986/2010). En tales conflictos lo que está en juego es la naturaleza de la relación entre las partes. En dichos conflictos el elemento común sería que hay una situación de incompatibilidad percibida entre lo que uno espera de una relación y lo que la otra parte espera o hace.

Con relación a las diferencias de género, en el tema relativo a conflictos *Por dinero*, los hombres obtuvieron puntajes más altos que las mujeres de manera estadísticamente significativa, tanto en frecuencia como en intensidad de conflictos. Este resultado concuerda, por un lado, con el estudio citado por Denegri-Coria (2004), de acuerdo con el cual “en los sujetos de entre 15 a 19 años se apreció la coexistencia de fuentes formales de endeudamiento como el comercio y las tarjetas de crédito, con fuentes informales como los amigos y las familias” (p. 34). Esto podría indicar la existencia de préstamos y relaciones dinerarias entre los adolescentes. Por otro lado, el hallazgo del presente estudio también concuerda con algunos trabajos que se han realizado sobre actitudes hacia el dinero en jóvenes y adolescentes donde se ha encontrado que, en general, los varones tienden a interpretar la posesión de dinero como un símbolo de poder, éxito y felicidad, mientras que las mujeres piensan en él en términos más funcionales (Santa-María-Ledesma & Gómez-Lafuente, 2005). Así, la probable existencia de relaciones crediticias entre los adolescentes, unida a una mayor importancia como símbolo de poder y estatus dada por los varones al dinero, podría explicar por qué ellos tienden a presentar mayor frecuencia e intensidad de conflictos con respecto a este tema.

Por otra parte, en el tema relativo a conflictos *Por hipocresía*, las mujeres obtuvieron puntajes más altos que los hombres de manera estadísticamente significativa, tanto en Frecuencia como en Intensidad de conflictos. Este resul-

tado es congruente con la literatura sobre agresión en la que se ha reportado consistentemente una mayor inclinación de las mujeres hacia la agresión relacional o indirecta. De acuerdo con Arnett (2007/2008), “las muchachas recurren a la agresión en las relaciones porque su papel de género prohíbe las expresiones más directas de desacuerdo y conflictos” (p. 253). De acuerdo con Björkqvist (2007), “las mujeres no solamente exceden a los hombres en agresión indirecta, sino también ellas son mejores que ellos en la resolución pacífica de los conflictos interpersonales” (p. 80). Según este último autor, ello se debe a que ambos tipos de conducta de conflicto requieren un grado relativamente alto de inteligencia social, habilidad que las mujeres desarrollan más rápido que los hombres (aunque la diferencia declina con la edad). Si, de acuerdo con Björkqvist (2007), las mujeres adolescentes son socialmente más competentes que los varones, tal competencia puede ser utilizada para ambos propósitos, agresivos o pacíficos. Este resultado puede contribuir a la explicación acerca de por qué las mujeres adolescentes tienden a aventajar a los varones tanto en agresión indirecta como en resolución pacífica de conflictos, y podría indicar que, habiendo una mayor incidencia de agresión relacional, es probable que se origine mayor incidencia de conflictos con respecto a esas conductas.

En el tema relativo a conflictos *Por la división de tareas en equipo*, las mujeres obtuvieron puntajes más altos que los hombres de manera estadísticamente significativa, tanto en Frecuencia como en Intensidad de conflictos. Una posible explicación de este resultado podría estar relacionada con el significado que los estudiantes hombres y mujeres atribuyen a su experiencia de estudiar el bachillerato. Con relación a esto, Guerra-Ramírez (2000) realizó un estudio en el cual entrevistó a estudiantes de bachillerato en el que encontró que las mujeres tienen mayores expectativas de proseguir estudios superiores, como una estrategia para

enfrentar desigualdades de género a futuro. De acuerdo con el autor, el bachillerato es percibido por las mujeres como una alternativa a esa situación de desigualdad, mientras que los hombres lo ven como “algo que debe hacerse”. Así, según Guerra-Ramírez (2000), mientras que entre los varones el bachillerato tiende a ser percibido como algo no-elegido en mayor grado que en las mujeres, ellas probablemente tienden a percibirlo más como una elección personal. De acuerdo con lo anterior, sería entonces probable que las mujeres tendieran, por lo general, a sentir una mayor implicación y responsabilidad personal en los resultados de los estudios en el bachillerato, lo cual podría verse reflejado en aquellas situaciones en las que se les pide hacer trabajos en equipo.

Con relación a las diferencias por edad, el grupo de 17-19 años obtuvo puntajes más altos que el grupo de 15-16 años de manera estadísticamente significativa en los conflictos *Por la manera de ser de uno u otro*. Este resultado podría estar relacionado con el desarrollo de la identidad personal, como un proceso característico de la adolescencia (Arnett, 2007/2008). A este respecto es probable que los adolescentes de mayor edad hayan logrado establecer de manera más definida una serie de características personales como parte de su identidad. De este modo, es probable que también resulten ser más proclives a discutir sobre este tema cuando interactúan con compañeros que han asumido como constitutivas de su propia identidad características diferentes, o incluso contrarias.

Con relación a las diferencias por grado, el grupo de Segundo año obtuvo puntajes más altos que el grupo de Primero de manera estadísticamente significativa en los conflictos *Por burlas*. De acuerdo con Arnett (2007/2008), los adolescentes aprecian y usan el sarcasmo más que los niños y preadolescentes, debido a la mayor capacidad para el pensamiento complejo. Además, el uso del sarcasmo y el ridículo hacia las personas externas al grupo de amigos tam-

bién fortalece la identidad del grupo de amigos. Siguiendo este planteamiento, sería de esperar que el ejercicio del sarcasmo, el ridículo y las burlas fuera más sistemático en un contexto donde los grupos de amistad estén mayormente formados, respecto de otro contexto donde dichos grupos no tienen el mismo grado de consolidación. Así, si dentro de un aula de clase los grupos de amigos en los primeros grados están menos definidos que en los grados intermedios, sería de esperar que en estos últimos se presentara de manera más sistemática el uso del sarcasmo, el ridículo y las burlas y, por lo tanto, una mayor incidencia de conflictos relativos a estos temas.

Por otra parte, en los conflictos *Por hacer ruido o estar hablando en el salón el grupo de 17-19 años* obtuvo puntajes más altos que el grupo de 15-16 y asimismo, el grupo de Tercer año obtuvo puntajes más altos que los grupos de Primero y de Segundo año, de manera estadísticamente significativa, tanto en Frecuencia como en Intensidad de conflictos. De acuerdo con [Delpino-Goicochea \(2011\)](#), “las conductas perturbadoras del orden y de la tranquilidad en el ambiente escolar afectan las metas de aquellos estudiantes motivados por atender a algunos temas o que manifiestan interés por determinadas actividades desarrolladas en las clases” (p. 191). De esta manera, es probable que entre los alumnos de mayor edad y grado escolar sea posible encontrar un sector que esté positivamente motivado hacia el aprendizaje y la realización de las actividades escolares, sobre todo tomando en cuenta sus expectativas de concluir el bachillerato para proseguir estudios superiores. Si junto a este sector de estudiantes se encontrara, dentro del mismo grupo, otro sector que no esté motivado en ese sentido, se presentaría una incompatibilidad de intereses de uno y otro sector originándose conflictos relativos a estos temas.

Pasando a los resultados del análisis correlacional, en el presente estudio se encontró: a) que los tres estilos de manejo de conflictos

presentaban correlaciones directas estadísticamente significativas tanto con Frecuencia como con Intensidad de conflictos; b) que la fuerza de dichas correlaciones era mayor para el estilo Centrado en Uno Mismo, seguido del estilo Centrado en la Otra Parte y, finalmente, del estilo Centrado en el Problema.

En primer lugar, es evidente que una mayor incidencia de conflictos implica mayores oportunidades para hacer uso de todos los estilos de manejo de conflictos. Así, un mayor uso de todos los estilos podría ser solamente el efecto de la necesidad que se presenta a los adolescentes de afrontar una mayor cantidad de conflictos.

En segundo lugar, la diferencia en la fuerza de las correlaciones podría indicar que, a medida que aumenta la magnitud de conflictos, los adolescentes tienden a emplear unos estilos con mayor frecuencia que otros. Los resultados parecen indicar que, a medida que aumenta la magnitud de los conflictos, los adolescentes tienden a dar mayor preferencia al estilo Centrado en Uno Mismo, seguido del Centrado en la Otra Parte y, en tercer término, del Centrado en el Problema. Ello es congruente con el fenómeno, reiteradamente reportado en la literatura sobre análisis de conflictos, de que los conflictos que son manejados a través de estilos competitivos tienden muchas veces a escalar ([Rubin et al., 1994](#)).

Una limitación que es importante anotar con relación a este último hallazgo es el hecho, ya referido, de que los adolescentes reportaron niveles bajos de Frecuencia e Intensidad de conflictos en el presente estudio. Debido a ello, en el presente caso, las correlaciones entre ambos grupos de variables (frecuencia e intensidad de conflictos y estilos de manejo de conflictos) corresponden al rango de magnitud de conflictos de bajo a moderado, pero no indican qué sucedería con dichas correlaciones en grupos donde la magnitud de conflictos alcanzara niveles moderados y altos. Por lo anterior, sería

recomendable que en la investigación futura se contemple la posibilidad de evaluar las relaciones entre la magnitud de conflictos y sus estilos de gestión en contextos de alta incidencia, con el fin de identificar si se mantiene una relación directa entre ambos grupos de variables.

Referencias

- Arnett, J. J. (2008). *Adolescencia y adultez emergente. Un enfoque cultural* (3° ed.; Trad. M. E. Ortiz). México: Pearson Educación. (Trabajo original publicado en 2007).
- Bascón, M., Saavedra, J., & Arias, S. (2013). Conflictos y violencia de género en la adolescencia. Análisis de estrategias discursivas y recursos para la coeducación. *Profesorado. Revista de Curriculum y Formación del Profesorado*, 17(1), 289-307. Recuperado de <http://www.ugr.es/~recfpro>
- Björkqvist, K. (2007). Empathy, social intelligence and aggression in adolescent boys and girls. En T. F. D. Farrow & P. W. R. Woodruff (Eds.), *Empathy in mental illness* (pp. 76-88). Cambridge: Cambridge University Press.
- Castro-Guerrero, P., López-Jiménez, E., & Meza-Altamar, Y. E. (2011). Diagnóstico de los conflictos estudiantiles y su manejo, para el diseño de unidades conceptuales en una cartilla pedagógica. *Escenarios*, 9(2), 58-69. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4495535>
- Coolican, H. (2005). *Métodos de investigación y estadística en psicología* (3° ed.; Trad. G. Padilla-Sierra, S. M. Olivares-Bari, & J. L. Núñez-Herrejón). México: Manual Moderno. (Trabajo original publicado en 2004).
- Delpino-Goicochea, M. A. (2011). *Inmigración y educación. El conflicto en la escuela española y sus percepciones*. (Tesis doctoral). Recuperado de <http://hdl.handle.net/10366/115582>
- Denegri-Coria, M. (2004). *Introducción a la Psicología Económica*. Bogotá: Psicom Editores.
- Eresta-Plasín, M. J., & Delpino-Goicochea, M. A. (2009). *Conflictos en la adolescencia: Los protagonistas toman la palabra*. Madrid: Liga Española de la Educación de Utilidad Pública y Gobierno de España, Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad. Recuperado de <http://www.ligaeducacion.org/documentos/investigaciones/conflictos-en-la-adolescencia.pdf>
- Filley, A. C. (1985). *Solución de conflictos interpersonales* (Trad. C. Villegas). México: Trillas. (Trabajo original publicado en 1975).
- Fry, D. (2006). *The human potential for peace. An anthropological challenge to assumptions about war and violence*. New York: Oxford University Press.
- Galtung, J. (2003). *Paz por medios pacíficos. Paz y conflicto, desarrollo y civilización* (Trad. T. Toda). Bilbao: Bakeaz y Gernika Gogoratz.
- Guerra-Ramírez, M. I. (2000). ¿Qué significa estudiar el bachillerato? La perspectiva de los jóvenes en diferentes contextos socioculturales. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 5(10), 243-272. Recuperado de <http://www.comie.org.mx/v1/revista>
- IBM (2012). SPSS Statistics 21.0.0. [software de cómputo]. Recuperado de <https://www-01.ibm.com/software/mx/analytics/spss/products/statistics>
- Laca, F. A., Mejía, J. C., & Mayoral, E. G. (2011). Conflict communication, decision-making, and individualism in Mexican and Spanish university students. *Psychology Journal*, 8(1), 121-135.
- Laursen, B., & Collins, W. A. (1994). Interpersonal conflict during adolescence. *Psychological Bulletin*, 115(2), 197-209. doi: 10.1037/0033-2909.115.2.197
- Laursen, B., & Koplas, A. (1995). What's important about important conflicts? Adolescents' perceptions of daily disagreements. *Merrill-Palmer Quarterly*, 41(4), 536-553. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/23087940>
- Luna, A. C. A., & Laca, F. A. V. (2014). Estilos de mensajes en el manejo de conflictos en adolescentes y jóvenes mexicanos. *Boletín de Psicología*, 110, 37-51. Recuperado de <http://www.uv.es/seoane/boletin/boletin.html>
- Luna-Bernal, A. C. A. (2014). Efecto de la comunicación parento-filial sobre los estilos personales de manejo de conflictos en adolescentes bachilleres. *Uari-*

- cha, *Revista de Psicología*, 11(24), 118-133. Recuperado de <http://www.revistauaricha.umich.mx>
- Luna-Bernal, A. C. A., & Cruz-Abundis, C. (2014). Frecuencia e intensidad de conflictos con los padres en adolescentes bachilleres. *Revista Alternativas en Psicología*, 18(30), 8-21. Recuperado de <http://alternativas.me>
- Luna-Bernal, A. C. A., & De Gante-Casas, A. (2017). Empatía y gestión de conflictos en estudiantes de secundaria y bachillerato. *Revista de Educación y Desarrollo*, 40, 27-37. Recuperado de http://www.cucs.udg.mx/revistas/edu_desarrollo
- Luna-Bernal, A. C. A., De Gante-Casas, A., & Gómez-Pérez, M. A. (2015). *Violencia escolar y afrontamiento de conflictos en adolescentes de educación secundaria*. Guadalajara, Jalisco (México): Consejo Estatal de Ciencia y Tecnología del Estado de Jalisco (COECYTJAL) y Universidad de Guadalajara.
- Luna-Bernal, A. C. A., & Laca-Arocena, F. A.V. (2011). *Frecuencia e intensidad de conflictos entre adolescentes bachilleres*. Documento de trabajo inédito. Departamento de Filosofía, Universidad de Guadalajara, y Facultad de Psicología, Universidad de Colima. Guadalajara y Colima, México.
- Luna-Bernal, A. C. A., Laca-Arocena, F. V., & Cruz-Abundis, M. C. (2013). Conflictos con los padres y satisfacción con la vida de familia en adolescentes de secundaria. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 16(3), 864-887. Recuperado de <http://www.revistas.unam.mx/index.php/rep>
- Martínez-Guzmán, V. (2009). *Filosofía para hacer las paces* (2º ed.). Barcelona: Icaria Editorial.
- Mejía-Ceballos, J. C., & Laca-Arocena, F. A. (2006). Estilos de comunicación en el conflicto y confianza en las propias decisiones. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 11(2), 347-358. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=29211210>
- Moore, C. W. (2010). *El proceso de mediación. Métodos prácticos para la resolución de conflictos* (Trad. A. Leal). Buenos Aires: Granica. (Trabajo original publicado en 1986).
- Pantoja-Vallejo, A. (2005). La gestión de conflictos en el aula. Factores determinantes y propuestas de intervención. En A. Rivera-Otero & M. Pérez-Solís (Eds.), *Orientación escolar en centros educativos* (pp. 319-357). Jaén, España: Ministerio de Educación y Ciencia, Secretaría General Técnica. Recuperado de <https://sede.educacion.gob.es/publiven-ta/detalle.action?cod=11828>
- Paris-Albert, S. (2009). *Filosofía de los conflictos. Una teoría para su transformación pacífica*. Barcelona: Icaria Editorial.
- Parra-Jiménez, A., & Oliva-Delgado, A. (2002). Comunicación y conflicto familiar durante la adolescencia. *Anales de Psicología*, 18(2), 215-231. Recuperado de <http://revistas.um.es/analesps>
- Pérez-Ramos, M., & Pineda-Sánchez, E. R. (2013). Relación entre el sexo y la frecuencia e intensidad del conflicto entre padres y adolescentes. *Revista de Psicología Social y Personalidad*, 29(1), 49-60.
- Ritchey, F. J. (2008). *Estadística para las ciencias sociales* (2º ed.; Trad. J. H. Romo-Muñoz, J. Yescas-Milanes, J. León-Cárdenas, & J. A. Velázquez-Arellano). México: McGraw-Hill Interamericana. (Trabajo original publicado en 2008).
- Ross, R., & DeWine, S. (1988). Assessing the Ross-DeWine Conflict Management Message Style (CMMS). *Management Communication Quarterly*, 1, 389-413. doi: 10.1177/0893318988001003007
- Rubin, J. Z., Pruitt, D. G., & Kim, S. H. (1994). *Social conflict: Escalation, stalemate and settlement* (2º ed.). New York: McGraw-Hill Inc.
- Santa-María-Ledesma, C., & Gómez-Lafuente, J. (2005). Actitudes hacia el dinero en jóvenes de 18 a 23 años. *Ajayu*, 3(1), 86-107. Recuperado de <http://www.ucb.edu.bo/publicaciones/ajayu/revista.html>

Estandarización del Child Behavior Checklist para preescolares de población urbana de Argentina

Natalia Vázquez *¹, Virginia Corina Samaniego²

1. Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Centro de Investigaciones en Psicología y Psicopedagogía. Facultad de Psicología y Psicopedagogía, Pontificia Universidad Católica Argentina, Argentina.
2. Centro de Investigaciones en Psicología y Psicopedagogía. Facultad de Psicología y Psicopedagogía, Pontificia Universidad Católica Argentina, Argentina.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 22/02/20176 Revisado: 02/03/2017 Aceptado: 14/03/2017

Resumen

La presencia de problemas en la salud mental de un niño puede afectar sus posibilidades de desarrollar al máximo sus recursos emocionales y cognitivos. El diagnóstico precoz de estos problemas resulta una medida preventiva por excelencia, por ello es necesario contar con instrumentos validados. Se propuso estandarizar el Child Behavior Checklist (CBCL 1½-5) en su versión en español para padres. Se realizó un estudio instrumental, sobre una muestra de 541 niños en edad preescolar pertenecientes a la población urbana de Argentina, $n = 369$ pertenecientes a la población general, y $n = 172$ de un grupo clínico de salud mental. Se demostró que el CBCL 1½-5 permite evaluar grados de problemas comportamentales y emocionales en edades tempranas. Las escalas generales (puntaje total, problemas externalizantes y problemas internalizantes) discriminaron adecuadamente entre el grupo clínico y el grupo de población general. Se corroboró la confiabilidad del instrumento a partir del alto grado de acuerdo entre informantes (madre y padre), los valores adecuados de consistencia interna y los altos valores de correlación pasados 7 días (test-retest) y pasados 6 meses (estabilidad). La estandarización del CBCL 1½-5 permite contar con un instrumento de detección temprana de problemas comportamentales y emocionales, fortaleciendo la capacidad diagnóstica de problemas en la salud mental infantil.

Palabras clave: niños, salud mental, prevención, CBCL

Abstract

Mental health problems in children can affect their ability to develop emotional and cognitive resources. An early diagnosis of these problems is an excellent prevention strategy; therefore, it is necessary to have validated instruments. We proposed to standardize the Child Behavior Checklist (CBCL 1½-5) in its Spanish version for parents. A methodological study was carried out on a sample of 541 preschool children from urban population of Argentina, $n = 369$ from the general population and $n = 172$ from a mental health clinical group. According to the results, the CBCL 1½-5 is appropriate to evaluate degrees of behavioral and emotional problems in early ages. The broad scales (total score, externalizing problems and internalizing problems) adequately discriminated between the clinical group and the general population group. The reliability of the instrument was corroborated by high degree of agreement between informants (parents), adequate values of internal consistency, high correlation values after 7 days (test-retest), and after 6 months (stability). The standardized CBCL 1½-5 allows an early detection of behavioral and emotional problems, improving the diagnosis of mental health problems in children.

Keywords: children, mental health, prevention, CBCL

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

Cómo citar este artículo: Vázquez, N., & Samaniego, V. C. (2017). Estandarización del Child Behavior Checklist para preescolares de población urbana de Argentina. *Revista Evaluar*, 17(1), 65-79. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Nota: Esta investigación fue realizada en el marco de dos Becas de Postgrado de CONICET (Tipo I y de finalización de doctorado) otorgadas a la Dra. Natalia Vázquez.

Agradecimiento: Se agradece a los jardines de infantes y maternas de capital federal y de la ciudad de Mercedes, Buenos Aires, que brindaron su espacio para el desarrollo de la investigación. A todos los padres y madres que generosa y desinteresadamente han participado del estudio.

Introducción

Uno de los grandes temas de estudio de la psicología, a nivel mundial y a lo largo de la historia, ha sido la diferencia entre una adecuada salud mental y la presencia de psicopatología, considerando las implicancias de esta última en el contexto cotidiano de quien la padece. La presencia de problemas en la salud mental de un niño puede afectar sus posibilidades de desarrollar vínculos sanos, adquirir habilidades cognitivas y competencias emocionales. La capacidad de detectar tempranamente estos problemas, con instrumentos que resulten válidos y confiables, posibilitará el inicio de un proceso psicoterapéutico que mejore el pronóstico del niño. El diagnóstico precoz de estos problemas en edades tempranas se convierte en una medida preventiva por excelencia, ya que reduce la aparición de trastornos que podrían a futuro afectar el aprendizaje en la edad escolar o generar discapacidad a largo plazo (Achenbach & Rescorla, 2000; Martínez, 2009; Pihlakoski et al., 2006).

Los niños pequeños suelen ser llevados por sus padres a una consulta clínica porque los observan agresivos, desafiantes, hiperactivos, o con dificultades para prestar atención; pero estos comportamientos en la edad preescolar son también típicos del desarrollo. Uno de los parámetros que nos permite discriminar si las dificultades que perciben los padres son significativas como para requerir atención clínica son los datos epidemiológicos basados en el contexto sociocultural del niño; esto implica conocer la prevalencia de problemas en la salud mental infantil (Rescorla et al., 2011). Sin embargo, se advierte que aún existen muchas limitaciones en la conceptualización, definición, medición y estudio de los problemas comportamentales y emocionales en niños pequeños de edad preescolar. Entre ellas pueden mencionarse: a) la falta de consenso para determinar qué afectos o comportamientos son normales o patológicos

para esta edad; b) la poca confiabilidad de la información que los padres brindan sobre el comportamiento de sus hijos, y las dificultades para combinar información de múltiples informantes; c) las limitaciones en la conceptualización y medición de los trastornos psicopatológicos; d) la escasez de estudios sobre los factores de riesgo asociados, y e) la poca cantidad de artículos, a nivel mundial, que indiquen la prevalencia, distribución y evolución de los problemas en la salud mental infantil (Dougherty et al., 2015; Egger & Angold, 2006; Skovgaard, Houmann, Landorph, & Christiansen, 2004; Skovgaard, Christiansen, Houmann, Landorph, & Jørgensen, 2008). En la producción científica de Argentina se advierte que también existen lagunas en el conocimiento epidemiológico sobre la salud mental de los más pequeños. Se reconocen como antecedentes los estudios realizados por Samaniego en niños de edad escolar con el CBCL, en población general y en población clínica (Samaniego, 2004, 2005, 2008, 2012, 2015; Slapak, Cervone, Luzzi, & Samaniego, 2002); mientras que existe también un antecedente de validación de otro cuestionario de evaluación sobre el comportamiento infantil realizado por Molina y colaboradores (Molina, Calero, & Raimundi, 2014). En preescolares, la cantidad de estudios es menor. Una de las investigaciones encontró que el 24% de las admisiones realizadas durante un año en un servicio de salud mental infanto-juvenil perteneciente a un hospital general, se correspondían con esta franja etaria (Schu, Zan, & Vázquez, 2011). Un segundo estudio, en una muestra de población general, aportó evidencia que sostiene que a mayor nivel de problemas comportamentales y emocionales en los padres se observa mayor nivel de estos mismos problemas en sus hijos (Rivas, Vázquez, & Samaniego, 2011).

Tanto para la actividad clínica como para la epidemiológica, resulta esencial contar con instrumentos de evaluación cuyas propiedades psicométricas hayan sido evaluadas en el con-

texto cultural en el que se emplearán. Dentro de las escalas del sistema ASEBA (Achenbach System of Empirically Based Assessment), el Child Behavior Checklist (CBCL 1½-5) es un instrumento para niños de entre 1 año y medio y 5 años de edad, que surge como revisión de una versión anterior que era solamente para niños de 2 y 3 años, el CBCL/2-3 (Achenbach & Rescorla, 2000; Achenbach, 1992). El CBCL 1½-5 ha sido aplicado en al menos 24 sociedades distintas (N = 19,850) y ha demostrado ser una herramienta válida y confiable para medir problemas comportamentales y emocionales en niños pequeños. Siendo una de las escalas con mayor uso transcultural, cuenta hasta el momento con la más grande y diversa base de datos para comparar los niveles de problemas en esta edad (Ivanova et al., 2010; Liu, Leung, Sun, Li, & Liu, 2012; Rescorla et al., 2011). El cuestionario emplea un lenguaje sencillo para describir el funcionamiento de niños pequeños en diversas condiciones; lo cual facilita su uso en diferentes contextos: en la práctica clínica, en ámbitos de educación, en contextos médicos, en procesos de adopción y en el ámbito forense. También puede señalarse como ventaja que su administración resulta económica, es autoadministrable y requiere un tiempo de respuesta breve de aproximadamente 15 minutos, al tiempo que tiene gran aceptación por parte de los adultos que informan sobre el niño (Achenbach, 1992; Achenbach & Rescorla, 2000, 2004; Achenbach, Rescorla, & Maruish, 2004; Rescorla, 2005). Este último aspecto es importante dado que los niños no tienen la posibilidad de discriminar un problema y demandar atención por él, sino que son sus padres o adultos responsables quienes deben ser capaces de percibir los problemas e identificarlos como tales, lo más tempranamente posible, lo que les permitirá actuar para prevenir futuros problemas en el desarrollo.

Dentro de los principales antecedentes que demuestran el uso del CBCL 1½-5 a ni-

vel mundial, puede destacarse su utilidad para identificar a niños pequeños en riesgo de tener un cuadro de autismo. Esto permite reducir la brecha de tiempo que usualmente existe entre las primeras preocupaciones de los padres y el diagnóstico de un trastorno del espectro autista; y ofrece al niño la oportunidad de una intervención terapéutica específica y temprana que mejore su pronóstico (Limberg, Gruber, & Noterdaeme, 2016; Muratori et al., 2011; Pandolfi, Magyar, & Dill, 2009; Predescu, Șipos, Dobrean, & Miclutia, 2013). El instrumento se ha aplicado también en estudios para demostrar la eficacia de modelos de tratamiento clínico para niños pequeños (Müller et al., 2015) o, por ejemplo, para el estudio de factores de riesgo prenatales, como el consumo de tabaco por parte de la madre durante el embarazo (Liu, Leung, McCauley, Ai, & Pinto-Martin, 2013), o postnatales, como la presencia de elevados valores de plomo en la sangre del niño (Liu et al., 2014). También es importante mencionar su uso en Latinoamérica. Un estudio en Chile demostró que el CBCL 1½-5 es un instrumento válido y confiable para ser aplicado en ese contexto (Lecannelier et al., 2014). Otro trabajo en Brasil ha encontrado que altos niveles de control psicológico materno de tipo crítico se asocian con problemas en la dimensión ansioso/depresiva y problemas de retraimiento en niños de edad preescolar (Lins & Alvarenga, 2015).

Considerando que se habían demostrado propiedades psicométricas adecuadas del CBCL en su versión para niños de 6 a 11 años en Argentina (Samaniego, 2008), se decidió que sería un aporte valioso, tanto para la actividad clínica como investigativa, estandarizar la versión para preescolares del CBCL. Por lo tanto, se definió el objetivo de establecer la confiabilidad y la validez del CBCL 1½-5 en lo que respecta a los problemas comportamentales y emocionales, en su versión en español para padres.

Método

Participantes

En el presente estudio metodológico se ha empleado un muestreo de tipo no probabilístico intencional. Se trabajó con dos muestras, una de ellas integrada por niños de población clínica, derivados a servicios de salud mental, y la otra formada por niños escolarizados de población general, con la finalidad de verificar si el CBCL 1½-5 discriminaba adecuadamente entre estos grupos. La muestra de población general fue relevada en jardines de infantes y en jardines maternos públicos (cinco) y privados (cuatro); ubicados en la ciudad de Mercedes, Provincia de Buenos Aires, y en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina, durante el período agosto 2011 - octubre 2013. Para acceder a la población clínica de salud mental, se recurrió a servicios de salud mental infantil de dos hospitales públicos de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina. La recolección de datos se extendió durante el período agosto 2011 - diciembre 2014.

De los 587 casos recabados se excluyeron en total 46 protocolos. El criterio de exclusión para la muestra de población general fue que el

niño se encontrara bajo tratamiento psicológico y/o psiquiátrico en ese momento o lo hubiera recibido en los últimos 12 meses. Hubo 4 casos en los que este dato no fue informado y otros 14 en los que el niño estaba/había estado bajo tratamiento. También se excluyeron 11 protocolos por no tener los datos sociodemográficos completos o el consentimiento informado firmado; y otros 7 casos por tener el niño más de 6 años. Por último, siguiendo el criterio sugerido por los autores del CBCL, se excluyeron 10 cuestionarios que tenían más de 8 ítems perdidos.

La muestra final se compuso de 541 casos (ver Tabla 1). En el primer grupo, de población general, ($n = 369$) se observa una distribución proporcional semejante según el sexo del niño (49.6% varones y 50.4% mujeres), con una edad promedio de 3.97 ($DE = 1.16$). En el grupo clínico de salud mental ($n = 172$) hay una mayor proporción de varones (66.9% vs. 33.1%), lo cual es característico de las consultas clínicas en esta franja etaria; con una edad promedio de 3.94 ($DE = 1.02$). Respecto de quién respondió el cuestionario, en un 83.7% lo hizo la madre del niño, en un 12.6% el padre del niño y en un 3.7% otra persona (abuelo/a, tío/a).

Tabla 1

Distribución correspondiente a las muestras de Población General y de Población Clínica de Salud Mental según variables sociodemográficas.

Variables sociodemográficas	Grupo Población General $n = 369$		Grupo Clínico $n = 172$	
	%	n	%	n
Características del niño				
Sexo	49.6% varones 50.4% mujeres	183 186	66.9% varones 33.1% mujeres	115 57
Edad del niño	M = 3.97, DE = 1.16 Mín = 1.1; Máx = 5.9		M = 3.94, DE = 1.02 Mín = 2; Máx = 5.9	
Escolaridad				
no concurre a jardín maternal o guardería	1.4%	5	24.4%	42
jardín para niños con discapacidad	20.3%	75	4.1%	7
jardín de infantes	0%	0	2.9%	5
	78.3%	289	68.6%	118

Variables sociodemográficas	Grupo Población General n = 369		Grupo Clínico n = 172	
	%	n	%	n
Características del niño				
Estado civil de los padres				
casados - viviendo juntos	81%	298	66.7%	114
separados - divorciados	13.9%	51	19.3%	33
madre sola	4.3%	6	11.6%	19
padre solo	0.3%	1	0.6%	1
viudo(a)	0.3%	1	1.8%	3
nueva pareja	0.6%	2	0.6%	1
Máx. nivel de instrucción: madre				
hasta secundario incompleto	28.5%	105	44.8%	77
hasta terciario completo	45.8%	168	44.2%	76
universitario incompleto - completo	25.4%	93	9.9%	17
no sabe- no contesta	0.8%	3	1.2%	2
Máx. nivel de instrucción: padre				
hasta secundario incompleto	36%	127	46.4%	80
hasta terciario completo	38.8%	137	39%	67
universitario incompleto-completo	20.4%	72	5.2%	9
no sabe-no contesta	4.8%	33	9.4%	16
Principal sostén económico del hogar				
<i>Persona con mayores ingresos</i>	56.6% padre	209	56.4% padre	97
	12.2% madre	45	14.5% madre	25
<i>Laboralmente activo</i>	96.2%	331	90.1%	154
<i>Cobertura médica</i>	79% si	256	45.1% si	73
	20.1% no	65	53.1% no	86

Instrumentos

Se diseñó y se administró un protocolo que incluía un consentimiento informado; preguntas sobre aspectos sociodemográficos que incluían situación laboral de ambos padres, nivel educativo, estado civil y cantidad de hijos en la familia, entre otros aspectos tomados del cuestionario desarrollado por la Asociación Argentina de Marketing para la evaluación del nivel socioeconómico (AAM, 2010), y el cuestionario Child Behavior Checklist (CBCL 1½-5; Achenbach & Rescorla, 2000).

El Child Behavior Checklist es un instrumento estandarizado que contiene 99 ítems, a

partir de los cuales se pueden obtener distintas medidas de problemas comportamentales y emocionales. Los síndromes que componen las diferentes escalas fueron determinados por los autores mediante un criterio estadístico, identificando cuáles son los problemas que tienden a ocurrir de manera conjunta. Para este cuestionario se describieron tres escalas generales y siete específicas. Una de las escalas generales es la de Problemas Internalizantes, comprende problemas que principalmente ocurren dentro del *self* y agrupa a las escalas específicas: emocionalmente reactivo, ansioso/depresivo, quejas somáticas y retraimiento. La otra escala amplia, de Problemas Externalizantes, principalmen-

te se refiere a conflictos que se dan con otras personas y a las expectativas que existen sobre el niño; agrupa a las escalas específicas: problemas de atención y comportamiento agresivo. La escala específica de problemas de sueño no se incluye dentro de ninguna de las anteriores, pero se suma para la tercera escala general que es la de problemas totales. Dado que esta estructura de factores ha sido comprobada en más de 24 sociedades, y por recomendación de los autores, que no lo consideraron necesario, en la presente investigación no se realizó un análisis factorial (Achenbach & Rescorla, 2000; Ivanova et al., 2010; Rescorla et al., 2011).

El cuestionario puede ser respondido por el padre, madre, tutor, o algún otro adulto que vea al niño en su entorno familiar. La consigna del cuestionario indica a la persona que lea una lista de 99 problemas y pensando en los últimos 2 meses del niño señale en cada ítem: 0 *si la frase no es cierta para el niño* según lo que la persona sabe; 1 *si es cierto algunas veces o de alguna manera*, y 2 *si es muy cierto u ocurre muy a menudo*. En algunos ítems se le pide que describa ese problema, por ejemplo en el ítem 31, *Come o bebe cosas que no son comida*. Además, al final de la lista de problemas se presenta el ítem 100 en el que puede agregar cualquier otro problema que el niño tenga y que no se haya mencionado previamente en la lista. Por último, el cuestionario incluye tres preguntas abiertas: *¿Sufre el/la niño(a) de alguna enfermedad, o discapacidad física o mental?*; *¿Qué es lo que más le preocupa con respecto del niño(a)?* y *¿Qué es lo mejor que ve en el/la niño(a)?*

En lo que respecta a la interpretación de los valores que pueden obtenerse a través de este instrumento, puede decirse que cuanto mayor es el puntaje en una subescala esto implica mayor presencia de ese síndrome en el niño según la perspectiva del adulto que responde. Los autores determinaron que un nivel clínico de problemas en las escalas generales (puntaje total, internalizantes y externalizantes) se con-

sidera a partir del percentil 90, mientras que un nivel pre-clínico se corresponde con percentiles entre 83 y 90. En el caso de las escalas específicas (emocionalmente reactivo, ansioso/depresivo, quejas somáticas, retraimiento, problemas de atención, comportamiento agresivo y problemas de sueño) el nivel clínico se considera a partir del percentil 98, y un nivel pre-clínico entre los percentiles 93 y 97 (Achenbach & Rescorla, 2000).

Los autores del instrumento estudiaron sus propiedades psicométricas examinando diferentes medidas de confiabilidad y validez. Dentro de los estudios de confiabilidad, analizaron mediante el método de test-retest la correlación de las puntuaciones pasado un período de 8 días, el promedio de los niveles de r a través de todas las escalas fue de .85, en un rango de .68 a .92. Asimismo, en el análisis de la estabilidad de las puntuaciones pasados 12 meses, el promedio de r a través de todas las escalas fue de .61, en un rango de .53 a .76. También se calculó el grado de acuerdo entre informantes, en promedio el coeficiente r fue de .61 a través de todas las escalas, con un rango entre .48 y .67. Respecto de la validez de criterio, las escalas definidas para los distintos problemas discriminaron adecuadamente entre el grupo clínico de salud mental y el de población general. Los autores también analizaron su validez de constructo y su estructura factorial (Achenbach & Rescorla, 2000).

La versión empleada en este estudio implicó una adaptación lingüística, para la cual se trabajó en colaboración con los autores del CBCL 1½-5, Achenbach y Rescorla, Investigadores del Departamento de Psiquiatría de la Universidad de Vermont, referentes internacionales en el área de Psicopatología Infantil. Se revisaron aspectos de equivalencia de contenido, equivalencia semántica y validez de contenido. Se hicieron estudios piloto en una muestra de población general y en una muestra pequeña de población clínica a fin de ajustar la redacción de los ítems, corroborando que los mismos fue-

ran comprendidos por la población destinataria.

Los cambios que se realizaron fueron: Ítem 7, se modificó “No tolera que las cosas estén fuera de lugar” por *No tolera que las cosas estén fuera de lugar*. Ítem 9, se modificó “Mastica lo que no es comestible” por *Muerde cosas que no son comestibles*, y se agregó por *Ej. la manga*. Ítem 12, se modificó “Estreñido(a) no defeca (cuando no está enfermo[a])” por *Padece de estreñimiento (cuando no está enfermo[a])*. Ítem 19, se modificó “Tiene diarreas o heces líquidas (cuando no está enfermo[a])” por *Tiene diarrea (cuando no está enfermo[a])*. Ítem 31, se modificó “Come o bebe cosas que no son alimento-no incluya dulces (describa)” por *Come o bebe cosas que no son comida-no incluya dulces/golosinas (describa)*. Ítem 35, se modificó “Pelea mucho” por *Se mete en muchas peleas*. Ítem 75, se modificó “Se unta o juega con excremento” por *Embarra o juega con excremento (caca)*. Ítem 79, se modificó “Súbitos cambios de tristeza a excitación” por *Súbitos/Bruscos cambios de tristeza a excitación*. Ítem 82, se modificó “Súbitos cambios de humor o sentimientos” por *Súbitos/Bruscos cambios de humor o sentimientos*. Ítem 85, se modificó “Le dan rabietas o tiene mal genio” por *Tiene berrinches o mal genio*. Ítem 88, se modificó “Poco cooperador(a)” por *Poco Colaborador*. Por último se cambió la redacción de una de las últimas preguntas “¿Sufre su hijo(a) de alguna enfermedad, o incapacidad física o mental?” por *¿Sufre su hijo(a) de alguna enfermedad, o discapacidad física o mental?*

Procedimiento

Los cuestionarios fueron administrados a los padres y/o madres o al cuidador principal del niño/a. En el caso del grupo de población general se acordaron varios encuentros en las instituciones educativas, las tomas se realizaban de manera autoadministrada y colectiva. En el

caso del grupo clínico de salud mental se concurría semanalmente a los servicios de los hospitales públicos, y se invitaba a los padres que acudían a una entrevista de admisión a completar el cuestionario en el momento previo a dicha entrevista. En todos los casos la participación fue anónima y voluntaria, e incluyó la firma de un consentimiento informado.

Tratamiento estadístico de los datos

Los datos fueron procesados mediante el programa SPSS v. 21. (IBM, 2012). La confiabilidad del instrumento se analizó mediante diferentes métodos:

1. El nivel de consistencia interna se estudió mediante el cálculo de los coeficientes Alfa de Cronbach; considerando índices excelentes a los coeficientes superiores a .90; buenos a los superiores a .80, y aceptables a los superiores a .70 (George & Mallery, 2001).

2. El grado de acuerdo entre padres se midió a través del coeficiente de correlación r de Pearson; interpretando como niveles de relación muy fuerte a los coeficientes superiores a .90; considerable a los superiores a .75, y medio a los superiores a .50 (Hernández-Sampieri, Fernández-Collado, & Baptista-Lucio, 2006).

3. El nivel de cambio en las puntuaciones se estudió mediante el método test-retest entrevistando a un grupo de padres luego de 7 días (corto plazo) y a otro grupo de padres luego de 6 meses (estabilidad). De este modo se calcularon los coeficientes de correlación r de Pearson; interpretando como niveles de relación muy fuerte a los coeficientes superiores a .90, considerable a los superiores a .75, y medio a los superiores a .50 (Hernández-Sampieri et al., 2006).

El análisis de validez del instrumento se llevó adelante mediante la técnica de grupos contrastados, utilizando la prueba t de Student. Se valoró el tamaño del efecto de las diferencias de medias a partir del cálculo de la d de Cohen;

interpretando como un tamaño del efecto grande a los valores superiores a .80, mediano a los superiores a .50 y pequeño a los superiores a .20 (Bologna, 2015; Cárdenas-Castro & Arancibia-Martini, 2014).

Resultados

Puntajes brutos para determinar rangos clínico y pre-clínico en población general

Considerando los puntajes de corte propuestos por los autores (Achenbach & Rescorla, 2000), se determinó para población urbana de Argentina que los puntajes totales del CBCL 1½-5 iguales o superiores a 67 indican un ni-

vel clínico de problemas comportamentales y emocionales (percentil 90); mientras que puntajes entre 58.10 y 67 indican un nivel pre-clínico (percentil 83 a 90). Específicamente para los problemas externalizantes el nivel clínico es considerado a partir de un puntaje igual o superior a 27 (percentil 90) y el nivel pre-clínico se vincula a los puntajes entre 23 y 27 (percentil 83 a 90). Para los problemas de tipo internalizante, el nivel clínico es considerado a partir de un puntaje igual o superior a 20 (percentil 90) y el nivel pre-clínico se vincula a los puntajes entre 18 y 20 (percentil 83 a 90). En la Tabla 2 puede verse el detalle de las puntuaciones que determinan niveles clínicos (percentil 98) y pre-clínicos (percentil 93 a 97) para cada una de las escalas específicas.

Tabla 2

Análisis descriptivo de las puntuaciones de las escalas generales y específicas del CBCL 1½-5 en población general.

	Nivel Total de Problemas	Prob. Ext.	Prob. Int.	Comportam. Agresivo	Prob. de Atención	Emocionalmente Reactivo	Retraimiento	Ansioso - Depresivo	Quejas Somáticas	Prob. de Sueño
Puntaje mínimo	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Puntaje máximo	90	41	33	36	7	11	8	14	9	14
Media	39.68	15.73	10.60	12.82	2.91	2.30	1.86	4.19	2.24	2.68
Desvío estándar	18.86	7.78	6.52	6.52	1.76	2.17	1.86	2.47	1.94	2.17
Percentil 83	58.10	23	18							
Percentil 90	67	27	20							
Percentil 93				23.10	6	6	5	8	5	6
Percentil 97				27	6	7.90	6	9	6.90	7
Percentil 98				28	6	9	7	10	7	8

Niveles de confiabilidad del CBCL 1½-5

a) Se analizó la consistencia interna del instrumento mediante el cálculo de los coeficientes Alfa de Cronbach, sobre una muestra de 369 casos de población general (ver Tabla 3). Se observaron mejores índices para el puntaje total del cuestionario con un coeficiente superior

a .90 ($\alpha = .929$), y para las escalas generales de problemas externalizantes ($\alpha = .892$) y problemas internalizantes ($\alpha = .816$), con coeficientes superiores a .80. Mientras tanto, para las escalas específicas se obtuvieron valores entre $\alpha = .447$ y $\alpha = .879$.

Tabla 3

Niveles de consistencia interna del CBCL 1½-5, evaluados con el coeficiente Alfa de Cronbach, en población general.

	α	n° de ítem
Nivel Total de Problemas	.929	100
Problemas Externalizantes	.892	24
Problemas Internalizantes	.816	36
Comportamiento Agresivo	.879	19
Problemas de Atención	.577	5
Emocionalmente Reactivo	.624	9
Retraimiento	.600	8
Ansioso Depresivo	.614	8
Quejas Somáticas	.447	11
Problemas de Sueño	.610	7

Nota. n = 369.

b) Se buscó estimar el grado de acuerdo entre padres y madres, en una porción de la muestra de población general (n = 88). Se utilizó el coeficiente de correlación r de Pearson y se obtuvieron valores superiores a .50 para el puntaje total del instrumento ($r = .634$), para la escala general de problemas externalizantes ($r = .713$) y para la escala general de problemas internalizantes ($r = .577$). Para las escalas específicas se obtuvieron valores entre $r = .437$ y $r = .701$. En todos los casos se obtuvo un nivel de significación adecuado ($p \leq .01$; ver Tabla 4).

Tabla 4

Niveles de confiabilidad del CBCL 1½-5, evaluados por acuerdo entre madre y padre, en población general.

Escala	r
Nivel Total de Problemas	.634**
Problemas Externalizantes	.713**
Problemas Internalizantes	.577**
Comportamiento Agresivo	.701**
Problemas de Atención	.623**
Emocionalmente Reactivo	.545**
Retraimiento	.478**
Ansioso Depresivo	.581**
Quejas Somáticas	.437**
Problemas de Sueño	.544**

Nota. * $p \leq .05$; ** $p \leq .01$; n = 88.

c) También se consideró como otra medida de confiabilidad el nivel de cambio en las puntuaciones mediante el método test-retest. En el análisis a corto plazo, luego de 7 días (n = 94), los valores de correlación fueron considerables, con coeficientes superiores a .75. Esto se observó para el puntaje total ($r = .887$), y para las escalas generales de problemas externalizantes ($r = .892$) e internalizantes ($r = .848$). En el caso de las escalas específicas, los coeficientes de correlación variaron entre $r = .697$ y $r = .891$. Las escalas que tuvieron coeficientes menores fueron las de problemas de sueño, retraimiento y problemas de atención. En todos los casos se obtuvo un nivel de significación adecuado ($p \leq .01$; ver Tabla 5). En el análisis de estabilidad, luego de 6 meses (n = 111), los valores de correlación fueron medios, con coeficientes superiores a .50. Esto se observó para el puntaje total ($r = .630$), las escalas generales de problemas externalizantes ($r = .633$) y problemas internalizantes ($r = .681$) y todas las escalas específicas a excepción de la escala de quejas somáticas ($r = .482$). En todos los casos se obtuvo un nivel de significación adecuado ($p \leq .01$; ver Tabla 5).

Tabla 5

Niveles de confiabilidad y estabilidad de los puntajes del CBCL 1½-5, en población general.

	Confiabilidad test-retest		Estabilidad de los puntajes	
	7-días r	n = 94	6-meses r	n = 111
Nivel Total de Problemas	.887**		.630**	
Problemas Externalizantes	.892**		.633**	
Problemas Internalizantes	.848**		.681**	
Comportamiento Agresivo	.891**		.641**	
Problemas de Atención	.697**		.546**	
Emocionalmente Reactivo	.750**		.575**	
Retraimiento	.735**		.642**	
Ansioso Depresivo	.772**		.611**	
Quejas Somáticas	.785**		.482**	
Problemas de Sueño	.743**		.642**	

Nota. * $p \leq .05$; ** $p \leq .01$.

El método elegido en este estudio para analizar la validez del cuestionario fue el de grupos contrastados, para ello se examinó el poder de discriminación del instrumento entre un grupo clínico de salud mental (niños que eran llevados por sus padres a una primera entrevista de admisión) y un grupo de comparación de niños de la población general (que no se encontraban

en tratamiento psicológico o psiquiátrico en ese momento ni lo habían recibido en los últimos 12 meses). Se informan a continuación los puntajes promedio para cada una de las escalas generales y específicas, las diferencias de medias por la prueba *t* de Student y los tamaños del efecto a partir del cálculo de la *d* de Cohen. Los mismos fueron calculados separadamente para varones y mujeres (ver Tabla 6).

Tabla 6

Niveles de validez del CBCL 1½-5, evaluados por el poder de discriminación del instrumento entre un grupo clínico de salud mental y un grupo de población general.

Escalas del CBCL	Varones						Mujeres							
	Grupo Pob. Gral <i>n</i> = 183		Grupo Clínico <i>n</i> = 115		<i>p</i>	<i>d</i>	<i>r</i>	Grupo Pob. Gral <i>n</i> = 186		Grupo Clínico <i>n</i> = 57		<i>p</i>	<i>d</i>	<i>r</i>
Media	DE	Media	DE	Media				DE	Media	DE				
Nivel Total de Problemas	41.75	18.71	65.48	26.20	.000	1.04	.46	37.65	18.85	54.14	28.11	.000	.68	.32
Problemas Externalizantes	16.86	7.91	23.71	9.34	.000	.79	.36	14.62	7.51	18.51	10.61	.012	.42	.20
Problemas Internalizantes	10.96	6.73	19.79	10.29	.000	1.01	.45	10.24	6.32	16.45	10.47	.000	.71	.33
Comportam. Agresivo	13.67	6.70	18.67	8.05	.000	.67	.31	11.99	6.26	14.46	9.18	.062	.31	.15
Problemas de Atención	3.19	1.74	5.04	1.98	.000	.99	.44	2.63	1.75	4.05	2.16	.000	.72	.33

Escalas del CBCL	Varones						Mujeres							
	Grupo Pob. Gral <i>n</i> = 183		Grupo Clínico <i>n</i> = 115		<i>p</i>	<i>d</i>	<i>r</i>	Grupo Pob. Gral <i>n</i> = 186		Grupo Clínico <i>n</i> = 57		<i>p</i>	<i>d</i>	<i>r</i>
Media	DE	Media	DE	Media				DE	Media	DE				
Emocional- mente Reactivo	2.44	2.33	4.59	3.54	.000	.71	.33	2.16	2.01	3.49	3.06	.003	.51	2.24
Retraimiento	1.95	2.01	5.34	3.57	.000	1.17	.50	1.77	1.71	3.88	3.17	.000	.82	.38
Ansioso Depresivo	4.28	2.56	6.48	3.23	.000	.75	.35	4.11	2.39	5.70	3.14	.001	.56	.27
Quejas Somáticas	2.28	1.85	3.38	2.83	.000	.46	.22	2.20	2.03	3.35	3.58	.024	.39	.19
Problemas de Sueño	2.52	1.87	3.97	3.00	.000	.58	.27	2.63	1.75	4.05	2.16	.078	.72	.33

Nota. Puntajes promedio del Child Behavior Checklist, escalas y total por sexo y situación de derivación, en niños de 1 ½ a 5 años.

Al considerar las escalas generales, se encontraron valores más altos en el grupo clínico en comparación con el grupo de población general, tanto para los varones (puntaje total, $M = 65.48$ vs. $M = 41.75$; problemas externalizantes, $M = 23.71$ vs. $M = 16.86$; problemas internalizantes, $M = 19.76$ vs. $M = 10.96$), como para las mujeres (puntaje total, $M = 54.14$ vs. $M = 37.65$; problemas externalizantes, $M = 18.51$ vs. $M = 14.62$; problemas internalizantes, $M = 16.45$ vs. $M = 10.24$). Estas diferencias de medias resultaron ser estadísticamente significativas según lo verificado mediante una prueba *t* de Student ($p \leq .05$), y tener tamaños del efecto entre pequeños y medianos (d entre .20 y .50); evidenciando un excelente nivel de validez del instrumento. Por otra parte, al revisar en detalle las escalas específicas, los resultados muestran cierta variabilidad entre varones y mujeres. En el caso de los varones todas las escalas específicas tienen diferencias significativas entre las medias ($p \leq .01$), siendo más altas en el grupo clínico de salud mental en comparación con el grupo de población general, con tamaños del efecto entre pequeños y medianos (d entre .20 y .50). Mientras tanto, en el caso de las mujeres la mayoría de las escalas específicas muestran diferencias significativas entre las medias

($p \leq .05$), siendo más altas en el grupo clínico de salud mental en comparación con el grupo de población general, con tamaños del efecto entre pequeños y medianos (d entre .20 y .50). Quedan fuera de estos niveles aceptables las escalas específicas de comportamiento agresivo y problemas de sueño. Esto puede deberse al número de casos más reducido de la muestra de mujeres en el grupo clínico, y requiere de mayores análisis en el futuro.

Discusión

Debido a que demuestra la confiabilidad y validez del CBCL 1½-5, el presente estudio es un aporte instrumental relevante para el diagnóstico precoz de problemas comportamentales y emocionales en edades tempranas. La disponibilidad de este instrumento permitirá reducir la brecha existente entre las primeras preocupaciones de los padres, pediatras o maestros respecto a la salud mental infantil, y las posibilidades de ofrecer un proceso psicoterapéutico que mejore el pronóstico del niño, y disminuya la aparición de trastornos o discapacidad a largo plazo (Achenbach & Rescorla, 2000; Martínez, 2009; Pihlakoski et al., 2006).

Se ha ofrecido información valiosa que complementa los estudios realizados en la región (Lecannelier et al., 2014; Lins & Alvarenga, 2015; Rivas et al., 2011; Samaniego, 2004, 2012, 2015; Schu et al., 2011; Slapak et al., 2002) buscando superar las limitaciones advertidas en el conocimiento actual respecto de la conceptualización, definición, medición y estudio de los problemas comportamentales y emocionales en niños pequeños de edad preescolar (Dougherty et al., 2015; Egger & Angold, 2006; Skovgaard et al., 2004; Skovgaard et al., 2008).

En la muestra estudiada para población general urbana de Argentina, la media de problemas totales fue de 39.68, siendo levemente más elevada que lo informado para Estados Unidos pero más baja por ejemplo que lo informado para Chile, y similar a lo informado en otras sociedades como Rumania, Singapur, Irán y Turquía. Considerando el rango (17.2 - 47.5) que se propone en el estudio con 24 sociedades en una muestra de $N = 19,850$ (media omnicultural 33.3), la media de problemas para población Argentina se encuentra dentro del desvío estándar (7.1) que informan los investigadores (Rescorla et al., 2011).

Uno de los resultados más importantes del presente estudio es haber demostrado la validez del instrumento, esto quiere decir que el CBCL 1½-5 es capaz de evaluar la presencia de distintos grados de problemas comportamentales y emocionales en edades muy tempranas. Las escalas generales (puntaje total, problemas externalizantes y problemas internalizantes) mostraron diferencias entre las medias, siendo más altas en el grupo clínico de salud mental en comparación con el grupo de población general. Estas diferencias resultaron estadísticamente significativas y con tamaños del efecto entre pequeños y medianos. Las escalas específicas (problemas de atención, comportamiento agresivo, emocionalmente reactivo, ansioso/depresivo, quejas somáticas, retraimiento y problemas de sueño) mostraron niveles de validez muy sa-

tisfactorios para el grupo de varones. Sin embargo, para el grupo de mujeres, las escalas de comportamientos agresivos y problemas de sueño requieren de mayores estudios, debido a que la proporción de niñas entre los grupos no fue similar. Este mismo procedimiento había sido realizado por los autores del instrumento con resultados satisfactorios, tanto para varones como para mujeres (Achenbach & Rescorla, 2000).

En cuanto a la confiabilidad del instrumento, en primer lugar, pudo demostrarse un excelente nivel de consistencia interna para el puntaje total, con un coeficiente Alfa superior a .90. También se encontraron buenos niveles de confiabilidad para las escalas generales de problemas internalizantes y externalizantes, con coeficientes superiores a .80. Al considerar las escalas específicas, únicamente se obtuvo un buen índice para la subescala de comportamiento agresivo, con un coeficiente superior a .80. Mientras tanto, el resto de las escalas específicas no llegaron a tener un índice aceptable, dado que los coeficientes fueron menores a .70. Estas diferencias son semejantes a lo informado en el manual del cuestionario (Achenbach & Rescorla, 2000) y en un estudio transcultural (Rescorla et al., 2011). Una posible interpretación de los bajos coeficientes encontrados en algunas de las escalas específicas tiene que ver con el número de ítems analizado, en estas escalas la cantidad de ítems considerados en el análisis era menor si se compara con la cantidad de ítems que componen las escalas generales.

Como segunda medida de confiabilidad del instrumento, se obtuvieron niveles altos de acuerdo entre informantes (madre y padre). Se vio un nivel medio de correlación ($r > .50$) para el puntaje total, escalas generales y todas las escalas específicas, a excepción de quejas somáticas y retraimiento (Hernández-Sampieri, Fernández-Collado, & Baptista-Lucio, 2006).

Como tercera y última medida de confiabilidad se demostró, mediante el método de

test-retest, que las puntuaciones son semejantes pasados 7 días y pasados 6 meses. Los valores de correlación del puntaje total del instrumento y de las escalas generales de problemas internalizantes y externalizantes fueron mejores a los 7 días, con coeficientes r superiores a .75, respecto de los 6 meses, con coeficientes r superiores a .50. Estos resultados satisfactorios son similares a lo informado por los autores (Achenbach & Rescorla, 2000).

A modo de conclusión puede decirse lo siguiente:

a) Los niveles de problemas externalizantes e internalizantes de niños y niñas en edad preescolar de Argentina son similares a los encontrados en otros estudios internacionales.

b) Los puntajes de corte para un rango clínico y pre-clínico, identificados en el presente estudio, podrán ser tomados como parámetro en futuras investigaciones empíricas y tendrán valor clínico como indicadores de eficacia del tratamiento.

c) La estandarización del CBCL 1½-5 permite contar con un instrumento de detección temprana de problemas comportamentales y emocionales, fortaleciendo la capacidad diagnóstica de problemas en la salud mental infantil.

Referencias

Achenbach, T. M. (1992). *Manual for the Child Behavior Checklist/2-3*. Burlington, VT: University of Vermont, Department of Psychiatry.

Achenbach, T., & Rescorla, L. (2000). *Manual for the Aseba Preschool Forms & Profiles*. Burlington, VT: University of Vermont. Research Center for Children, Youth, & Families.

Achenbach, T. M., & Rescorla, L. (julio, 2004). *Practical Applications of the Achenbach System of Empirically Based Assessment (ASEBA) for Ages 1.5 to 90+ Years*. Trabajo presentado en la International Test Users' Conference. ACER, Melbourne, Australia. Recuperado de <http://research.acer.edu.au/>

research_conferenceITU_2004/2

Achenbach, T. M., Rescorla, L. A., & Maruish, M. (2004). The Achenbach System of Empirically Based Assessment (ASEBA) for ages 1.5 to 18 years. En Maruish M. E. (Ed.). *The Use of Psychological Testing for Treatment Planning and Outcomes Assessment*, 2, 179-213. Londres: Laurence Erlbaum.

Asociación Argentina de Marketing. (2010). *Índice de Nivel Socioeconómico Argentino*, Buenos Aires, Argentina.

Bologna, E. (2015). Estimación por intervalo del tamaño del efecto expresado como proporción de varianza explicada. *Revista Evaluar*, 14. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Cárdenas-Castro, M. C., & Arancibia-Martini, H. A. (2014). Potencia estadística y cálculo del tamaño del efecto en G* Power: Complementos a las pruebas de significación estadística y su aplicación en psicología. *Salud & Sociedad*, 5(2), 210-224. Recuperado de <http://revistas.ucn.cl/index.php/saludysociedad>

Cervone, N., Samaniego, C., Luzzi, A. M., Slapak, S., Padawer, M., & Frylinztein, C. (agosto, 2003). Enfoque epidemiológico en una población clínica de niños escolarizados. *Memorias de las X Jornadas de Investigación en Psicología*, (pp 25-28). Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires. ISSN 1667-6750.

Dougherty, L. R., Leppert, K. A., Merwin, S. M., Smith, V. C., Bufferd, S. J., & Kushner, M. R. (2015). Advances and directions in preschool mental health research. *Child Development Perspectives*, 9(1), 14-19. doi: 10.1111/cdep.12099

Egger, H. L., & Angold, A. (2006). Common emotional and behavioral disorders in preschool children: Presentation, nosology, and epidemiology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 47(3-4), 313-337. doi: 10.1111/j.1469-7610.2006.01618.x

George, D., & Mallery, P. (2001). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. Boston, MA: Allyn and Bacon.

Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., & Baptista-Lucio, P. (2006). *Metodología de la Investigación*. (4º ed.). México: McGraw-Hill.

- IBM (2012). SPSS Statistics 21.0.0. [software de cómputo]. Recuperado de <https://www-01.ibm.com/software/mx/analytics/spss/products/statistics>
- Ivanova, M. Y., Achenbach, T. M., Rescorla, L. A., Harder, V. S., Ang, R. P., Bilenberg, N., . . . Verhulst, F. C. (2010). Preschool psychopathology reported by parents in 23 societies: Testing the seven-syndrome model of the Child Behavior Checklist for ages 1.5-5. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, *49*(12), 1215-1224. doi: 10.1016/j.jaac.2010.08.019
- Lecannelier, F., Pérez-Ewert, J. C., Groissman, S., Gallardo, D., Bardet, A. M., Bascuñan, A., & Rodríguez, J. (2014). Validation of Child Behavior Inventory for Children ages 1½ to 5 years (CBCL 1½-5) at the Santiago de Chile City. *Universitas Psychologica*, *13*(2), 491-500. doi: 10.11144/Javeriana.UPSY13-2.vici
- Limberg, K., Gruber, K., & Noterdaeme, M. (2016). The German version of the Child Behavior Checklist 1.5-5 to identify children with a risk of autism spectrum disorder. *Autism: The International Journal of Research and Practice*, *21*(3), 368-374. doi: 10.1177/1362361316645932
- Lins, T., & Alvarenga, P. (2015). Controle psicológico materno e problemas internalizantes em pré-escolares. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, *31*(3), 311-319. doi:10.1590/0102-37722015032092311319
- Liu, J., Leung, P. W., McCauley, L., Ai, Y., & Pinto-Martin, J. (2013). Mother's environmental tobacco smoke exposure during pregnancy and externalizing behavior problems in children. *Neurotoxicology*, *34*, 167-174. doi: 10.1016/j.neuro.2012.11.005
- Liu, J., Leung, P., Sun, R., Li, H.-T., & Liu, J.-M. (2012). Cross-cultural application of Achenbach System of Empirically Based Assessment: Instrument translation in Chinese, challenges, and future directions. *World Journal of Pediatrics*, *8*(1), 5-10. doi: 10.1007/s12519-011-0329-x
- Liu, J., Liu, X., Wang, W., McCauley, L., Pinto-Martin, J., Wang, Y., . . . Rogan, W. J. (2014). Blood lead concentrations and children's behavioral and emotional problems. *JAMA Pediatrics*, *168*(8), 737. doi: 10.1001/jamapediatrics.2014.332
- Martinez, C. (2009). Salud Mental en la infancia y adolescencia. En Organización Panamericana de la Salud, *Salud Mental en la Comunidad*, (pp. 231-244). Washington, D.C.: Serie PALTEX.
- Molina, M. F., Calero, A., & Raimundi, M. J. (2014). Escala de Evaluación del Comportamiento del Niño en su versión para Padres (PRS): Adaptación para su uso en Buenos Aires. *Revista Evaluar*, *13*. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Müller, J. M., Averbek-Holocher, M., Romer, G., Fürniss, T., Achtergarde, S., & Postert, C. (2015). Psychiatric treatment outcomes of preschool children in a family day hospital. *Child Psychiatry & Human Development*, *46*(2), 257-269. doi: 10.1007/s10578-014-0465-3
- Muratori, F., Narzisi, A., Tancredi, R., Cosenza, A., Calugi, S., Saviozzi, I., . . . Calderoni, S. (2011). The CBCL 1.5-5 and the identification of preschoolers with autism in Italy. *Epidemiology and Psychiatric Sciences*, *20*(04), 329-338. doi: 10.1017/s204579601100045x
- Pandolfi, V., Magyar, C. I., & Dill, C. A. (2009). Confirmatory factor analysis of the Child Behavior Checklist 1.5-5 in a sample of children with autism spectrum disorders. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, *39*(7), 986-995. doi: 10.1007/s10803-009-0716-5
- Pihlakoski, L., Sourander, A., Aromaa, M., Rautava, P., Helenius, H., & Sillanpää, M. (2006). The continuity of psychopathology from early childhood to preadolescence. *European Child & Adolescent Psychiatry*, *15*(7), 409-417. doi: 10.1007/s00787-006-0548-1
- Predescu, E., Şipos, R., Dobrea, A., & Miclutia, I. (2013). The discriminative power of the CBCL 1.5-5 between autism spectrum disorders and other psychiatric disorders. *Journal of Cognitive & Behavioral Psychotherapies*, *13*(1), 75-87. ISSN: 2068-7621
- Rescorla, L. A. (2005). Assessment of young children using the Achenbach System of Empirically Based Assessment (ASEBA). *Mental Retardation and Developmental Disabilities Research Reviews*,

- 11(3), 226-237. doi: 10.1002/mrdd.20071
- Rescorla, L. A., Achenbach, T. M., Ivanova, M. Y., Harder, V. S., Otten, L., Bilenberg, N., ... Verhulst, F. C. (2011). International comparisons of behavioral and emotional problems in preschool children: Parents' reports from 24 societies. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 40(3), 456-467. doi: 10.1080/15374416.2011.563472
- Rivas, M. S., Vázquez, N., & Samaniego, V. C. (2011). La salud mental de los más pequeños, su relación con la salud mental de sus padres. *Memorias de las XVIII Jornadas de Investigación en Psicología*. Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires. Recuperado de <http://jimemorias.psi.uba.ar>
- Samaniego, V. C. (2004). Prevalencia de trastornos psíquicos en población escolar de 6 a 11 años de edad. *Memorias de las XI Jornadas de Investigación en Psicología*. Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires. Recuperado de <http://jimemorias.psi.uba.ar>
- Samaniego, V. C. (2005) Problemas comportamentales y sucesos de vida en niños de 6 a 11 años de edad. *Revista Psykhe*, 14(2), 97-108. doi: 10.4067/s0718-22282005000200008
- Samaniego, V. C. (2008). El Child Behavior Checklist: Su estandarización en población urbana argentina. *Revista de Psicología Universidad Católica Argentina*, 4(8), 113-130. Recuperado de <http://www.uca.edu.ar/index.php/site/index/es/uca/facultad-de-psicologia-y-psicopedagogia/publicaciones/revista-de-psicologia>
- Samaniego, V. C. (2012). Problemas comportamentales y emocionales y tolerancia parental en niños pequeños, ¿estabilidad o cambio? *Memorias de las XIX Jornadas de Investigación en Psicología*. Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires. Recuperado de <http://jimemorias.psi.uba.ar>
- Samaniego, V.C. (2015). Factores asociados a la Salud Mental Infantil: Diferencias entre padres y madres en sus interacciones con los niños. *Memorias de las XXII Jornadas de Investigación en Psicología*. Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires. Recuperado de <http://jimemorias.psi.uba.ar>
- Schu, M., Zan, & Vázquez, N. (junio, 2011). *Motivos de consulta infanto-juveniles: Diferencias según variables sociodemográficas*. Trabajo presentado en el XVIII Congreso Latinoamericano de FLAPIA y XV Congreso de AAPI. Buenos Aires, Argentina.
- Skovgaard, A., Houmann, T., Landorph, S., & Christiansen, E. (2004). Assessment and classification of psychopathology in epidemiological research of children 0-3 years of age. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 13(6), 337-346. doi: 10.1007/s00787-004-0393-z
- Skovgaard, A. M., Olsen, E. M., Christiansen, E., Houmann, T., Landorph, S., & Jørgensen, T. (2008). Predictors (0-10 months) of psychopathology at age 1½ years—a general population study in The Copenhagen Child Cohort CCC 2000*. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 49(5), 553-562. doi: 10.1111/j.1469-7610.2007.01860.x
- Slapak, S., Cervone, N., Luzzi, A. M., & Samaniego, C. (2002). Aplicación del enfoque epidemiológico a una población clínica de niños. *Psico-USF*, 7(1), 67-76.

Traducción y validación de la versión abreviada del Freiburg Mindfulness Inventory (FMI-14)

Translation and Validation of Short Version of Freiburg Mindfulness Inventory (FMI-14)

Germán Pérez-Verduzco *¹, Francisco Augusto Laca-Arocena²

1. Universidad de Colima, México.

2. Universidad de Colima, México.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 14/02/2017 Revisado: 03/03/2017 Aceptado: 22/03/2017

Resumen

Recientemente se ha incrementado el interés de la psicología y otras ciencias de la salud por el concepto de *Mindfulness*. La evaluación de este constructo es cada vez más frecuente en el ámbito clínico para diseñar intervenciones enfocadas en mejorar la salud física y/o psicológica. En este trabajo se ha traducido y validado el Freiburg Mindfulness Inventory, en su versión breve (FMI-14). La muestra estuvo conformada por 200 personas de nacionalidad mexicana pertenecientes tanto a población universitaria como no universitaria. El instrumento se analizó a través de varias técnicas estadísticas, entre ellas un análisis factorial exploratorio (AFE) por medio del cual se identificaron cuatro componentes del *Mindfulness*, aquí denominados: atención, autocontrol, aceptación y autopercepción. Posteriormente, mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) se encontró que este modelo presenta un buen ajuste a los datos (CFI = .93; GFI = .93; AFGI = .89; SRMR = .05; RMSEA = .04). Los resultados también indicaron que la versión en español del FMI-14 es confiable ($\alpha = .80$) y válida para evaluar *Mindfulness*.

Palabras clave: *Mindfulness*, bienestar subjetivo, análisis factorial exploratorio, análisis factorial confirmatorio, FMI-14

Abstract

In recent years, interest in studying *Mindfulness* and its relationship with subjective well-being has increased. In addition, evaluation of this construct is becoming more common in clinical practice, in order to design interventions to enhance physical and psychological health. In this study, the short version of Freiburg Mindfulness Inventory (FMI-14) has been translated and validated. The study sample consisted of 200 Mexican individuals, from both university and non-university settings. The scale was analyzed with various statistical methods, including exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA). Four components of *Mindfulness*, hereby called attention, self-control, acceptance, and self-perception were found by using EFA. Subsequently, by using CFA, we found that this model had a good fit (CFI = .93; GFI = .93; AFGI = .89; SRMR = .05; RMSEA = .04). Finally, our results show that our instrument is reliable ($\alpha = .80$) and valid to assess *Mindfulness* in Spanish-speaking population.

Keywords: *Mindfulness*, subjective well-being, exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, FMI-14

*Correspondencia a: Germán Pérez-Verduzco, Calle Morelos N° 161, Col. Centro. C.P. 28000, Colima, México. german_perez@uclm.mx

Cómo citar este artículo: Pérez-Verduzco, G., & Laca-Arocena, F. A. (2017). Traducción y validación de la versión abreviada del Freiburg Mindfulness Inventory (FMI-14). *Revista Evaluar*, 17(1), 80-93. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

Mindfulness: conciencia y atención plena al presente

Tradicionalmente, así como la medicina, la psicología se ha interesado casi exclusivamente en la enfermedad, la disfunción y el dolor. El interés de la psicología académica por los estados de bienestar no aparecería hasta las últimas décadas del siglo pasado, cuando surgieron conceptos como *bienestar subjetivo* (Diener, 1984), *optimismo aprendido* (Seligman, 1992) o *felicidad objetiva* (Kahneman, 2003). La relación entre bienestar subjetivo y conciencia del momento presente había recibido hasta ese momento poca atención empírica. Sin embargo, recientemente existe un mayor número de investigaciones sobre la conciencia plena, también denominada *Mindfulness* (Brown, Ryan, & Creswell, 2007; Jiménez, Niles, & Park, 2010; Kabat-Zinn, 2013).

Actualmente, la *conciencia plena* se considera una de las funciones de la mente que promueve el bienestar psicológico o subjetivo. Esta práctica, realizada intencionadamente y desprovista de contextos religiosos, ha sido popularizada en occidente como *Mindfulness*, término inglés equivalente a la expresión “sati”, de la lengua pali, que describe conciencia y atención (Siegel, Germer, & Olendski, 2009). En el presente estudio mantenemos el término inglés entendiendo que está ampliamente aceptado y divulgado en nuestra lengua (Simon, 2013).

Inicialmente, las investigaciones sobre *Mindfulness* sólo eran relevantes en el ámbito de la psicología budista. Sin embargo, recientemente, este constructo ha tomado cada vez más

importancia dentro de las ciencias de la salud (Kohls, Sauer, & Walach, 2009) y en el estudio de la psicología social y de la personalidad (Herndon, 2008). En concreto, la psicología se interesó en el *Mindfulness* por su capacidad reguladora de la emoción (Baer, 2003) y como un moderador de las respuestas exageradas al entorno, derivadas del estrés y la ansiedad (Astin, 1997; Jiménez et al., 2010). Practicantes habituales de *Mindfulness* afrontan con eficacia dichos estados, manejan mejor sus emociones e incluso presentan mejoras en cuanto a sus defensas orgánicas (Kabat-Zinn, 2013). Asimismo, hay evidencia de que la atención plena brinda flexibilidad a las respuestas conductuales, incrementando la capacidad del individuo para responder de acuerdo a valores y objetivos, en lugar de hacerlo de forma automática o impulsiva (Brown et al., 2007).

Además de ser un medio de regulación emocional, el *Mindfulness* disminuye la falta de aceptación de ciertas experiencias y la rumiación, las que contribuyen al desarrollo de cuadros depresivos, por lo que su práctica ha sido adoptada como recurso en algunas terapias cognitivas frente a la depresión o el malestar psicológico (Hayes & Feldman, 2004; Hernando-Mazón, 2012; Segal, Williams, & Teasdale, 2012). Se ha observado que la intensidad de la tendencia a rumiar está relacionada, en pacientes depresivos, con procesos más severos y prolongados. Debido a este fenómeno, los terapeutas de orientación cognitiva están comenzando a afrontar dichas conductas mediante la incorporación de la meditación como otro recurso terapéutico (André, 2010). Por ejemplo, desde hace años, el Centro Médico de la

Universidad de Massachusetts está aplicando y ha popularizado un programa de ocho semanas para la reducción del estrés basado en la aplicación de *Mindfulness* (llamado MBSR, por sus siglas en inglés; véase Kabat-Zinn, 2013). Existen estudios que por medio de metaanálisis han evaluado la efectividad clínica del programa y han encontrado efectos significativos tanto en la reducción del estrés (Grossman, Niemann, Schmidt, & Walach, 2004) como en la atenuación de ciertos síntomas de depresión y ansiedad (Hofmann, Sawyer, Witt, & Oh, 2010). Otros trabajos que encontraron que el *Mindfulness* ayuda a disminuir la ansiedad o el estrés son los realizados por Pérula-Jiménez (2016), Arias (2015), García-García (2015), Marzo-Andreu (2015), Rubio-Galtier (2015) y Torné-Novell (2013), en distintas universidades españolas.

Además de sus efectos positivos sobre el estrés, los trastornos de ansiedad y el estado de ánimo, también hay evidencia sobre los beneficios del *Mindfulness* en áreas que hasta hace poco no habían sido consideradas. En particular, una investigación reciente sobre el estado del arte de las IBM (Intervenciones Basadas en Mindfulness), encontró que las mismas resultaban eficaces en el tratamiento de pacientes con dolor crónico, cáncer, psicosis, y en personas que padecen adicciones (Hervás, Cebolla, & Soler, 2016). Asimismo, algunos estudios informan una correlación positiva entre rendimiento académico y *Mindfulness* (Alfaro-Bouroncle, 2016); e incluso, en otros estudios el *Mindfulness* se propone como una estrategia eficaz para casos de abuso sexual infantil (Feligreras-Alcalá, 2014) o para intervenciones en alumnos con discapacidad intelectual (De la Calle-Ortega,

2016). Así, toda esta evidencia empírica ha provocado un aumento en el interés por incorporar esta práctica a los tratamientos médicos y psicológicos, lo que convierte al *Mindfulness* en un constructo cada vez más valorado en el ámbito científico.

Medición de Mindfulness

Si bien la uni o multidimensionalidad del *Mindfulness* todavía es objeto de discusión en la literatura sobre el tema (Soler, 2014); Brown y Ryan (2003), autores de la Mindfulness Attention Awareness Scale (MAAS), describen el *Mindfulness* como una única dimensión de atención o conciencia de lo que está ocurriendo en el momento presente, sin considerar otros atributos como la aceptación o la empatía, que frecuentemente se asocian al constructo. Esta escala fue traducida al español por Barajas y Garra (2014) y puesta a prueba en una muestra compuesta de pacientes con trastornos de ansiedad y depresión, en otra proveniente de población general y en una última compuesta de estudiantes. La adaptación al español del MAAS también mostró una estructura unifactorial y propiedades psicométricas adecuadas, entre ellas una elevada consistencia interna ($\alpha = .88$). Otro instrumento que reporta unidimensionalidad es el Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM; Greco, Baer, & Smith, 2011), que permite evaluar *Mindfulness* de manera confiable en niños y adolescentes entre 9 y 18 años ($\alpha = .84$). La adaptación al español de la CAMM también ha mostrado ser válida y confiable (Turanzas, 2013); sin embargo, a di-

ferencia del instrumento original, los datos obtenidos en su adaptación apoyan la hipótesis de una estructura bifactorial del constructo.

Otros estudios también proponen la bidimensionalidad del *Mindfulness*; en concreto, un factor atencional de conciencia del presente y otro actitudinal sobre su aceptación. En esta línea se encuentran la Toronto Mindfulness Scale (TMS; Lau et al., 2006) y la Philadelphia Mindfulness Scale (PMS; Cardaciotto, Herbert, Forman, Moitra, & Farrow, 2008). Aunque estas escalas han sido utilizadas principalmente en investigaciones dirigidas a analizar los efectos de la meditación, la PMS ha sido traducida recientemente al español y ha sido validada en estudiantes y pacientes psiquiátricos españoles que no realizan habitualmente esta práctica (Tejedor et al., 2014), lo que indicaría que ésta puede utilizarse tanto en poblaciones generales como clínicas. Cabe mencionar que en la adaptación de esta escala también se encontró una estructura bidimensional.

Por otro lado, hay otros instrumentos que indican la existencia de varias dimensiones. Un ejemplo es la Cognitive and Affective Mindfulness Scale (CAMS; Feldman, Hayes, Kumar, Greeson, & Laurenceau, 2007), que mide cuatro aspectos del *Mindfulness*: atención, alerta, enfoque en el presente y aceptación de las situaciones. Otro ejemplo es el Five Facets of Mindfulness Questionnaire (FFMQ; Baer, Smith, Hopkins, Krietemeyer, & Toney, 2006), que plantea cinco componentes: observación, descripción, actuar conscientemente, sin juicio de la experiencia interna y sin reactividad ante la experiencia interna. La FFMQ ha sido traducida al español (Cebolla et al., 2012), y ha demostra-

do ser una escala válida tanto en la población española en general como en el ámbito clínico. A su vez, ha sido validada en estudiantes universitarios chilenos, donde ha demostrado ser un instrumento psicométrico adecuado (Schmidt & Vinet, 2015).

Una escala que otorga peso a otros aspectos como la aceptación o el estado de alerta, aunque sin proponer la existencia de multidimensionalidad, es el Inventario Friburgo de Mindfulness (Walach, Buchheld, Buttenmüller, Kleinknecht, & Schmidt, 2006). La versión completa del FMI (por sus siglas en inglés) es una escala de 30 ítems que suele aplicarse a personas que habitualmente practican la meditación (Trousselard et al., 2010); no obstante, existe una versión corta denominada FMI-14, diseñada para individuos que no están familiarizados con la meditación. En principio, todas las personas tienen la capacidad de atender al momento presente y ser conscientes de él, aunque esta habilidad mental varía, y puede verse estimulada o debilitada por diversos factores. A esos estados espontáneos de conciencia plena del presente quizás fuera pertinente describirlos como “disposición al *Mindfulness*” (Jiménez et al., 2010). La investigación sobre *Mindfulness* en este contexto, en el cual los estados de atención plena surgen espontáneamente, como un proceso natural y no buscado deliberadamente como sucede con la meditación, resulta muy escasa. Por tal motivo, y debido a que actualmente no hay una adaptación del FMI-14 al español, en este trabajo hemos traducido y validado el instrumento.

Método

Participantes

La muestra estuvo conformada por 200 personas mexicanas: 53.5% hombres ($n = 107$) y 46.5% mujeres ($n = 93$), con un rango de edad de 17 a 35 años, una media igual a 22.16 ($DE = 3.21$), y un valor modal y una mediana iguales a 21. No se observaron diferencias significativas en cuanto al género de los sujetos ($t_{[1]} = .78, p = .43, N = 200$, dos colas), ni asociaciones entre la edad y su nivel de *Mindfulness* ($r = .10, p = .15, N = 200$). Aunque se utilizó un muestreo por conveniencia, se procuró que el estudio incluyera tanto una población universitaria como una no universitaria. Para ello, solamente el 50% (100 cuestionarios) se distribuyó entre estudiantes de la Universidad de Colima, de forma grupal y en las instalaciones universitarias; mientras que el otro 50% se distribuyó individualmente en ciertos lugares públicos de la ciudad.

Instrumento

El FMI-14 es una escala confiable ($\alpha = .86$) que captura diversos aspectos relevantes del *Mindfulness*. Al contrastarla con la versión larga (FMI-30), se encontró un alto nivel de correlación ($r = .95$), lo que indica que posee adecuadas propiedades psicométricas (Walach et al., 2006). Cabe mencionar que el instrumento ha sido traducido y validado previamente en alemán (Heidenreich, Ströhle, & Michalak, 2006), inglés (Leigh, Bowen, & Marlatt, 2005) y francés (Trousselard et al., 2010). Para el presente trabajo, cada uno de los autores (ambos

bilingües) realizó su propia traducción del instrumento. Posteriormente, se conformó un solo cuestionario a partir del consenso entre ambos investigadores. A continuación se le solicitó a un experto en el idioma (también bilingüe) que elaborara su propia traducción y la comparara con el instrumento consensuado. De tal manera que, del análisis de este segundo consenso, surgió la versión final del cuestionario.

Análisis de datos

Primeramente, se analizó la distribución de los ítems a través de diversas medidas de dispersión. Posteriormente, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio (AFE) para identificar la estructura subyacente en la matriz de datos. Para conocer el nivel de adecuación muestral y saber si los datos eran factorizables, se aplicó el coeficiente KMO (Kaiser, 1970) y también la prueba de esfericidad de Bartlett (1950). La cantidad de factores a retener se determinó revisando tanto el criterio de Kaiser (1960) como el de Cattell (1966), y se recurrió al método de componentes principales y a la rotación varimax a fin de optimizar la solución por columna, ya que éstos son los más utilizados para esta clase de análisis (Costello & Osborne, 2005). Para la inclusión de los ítems en alguno de los factores se decidió que la carga mínima fuera .40, punto de corte sugerido para muestras inferiores a 300 casos (Williams, Onsman, & Brown, 2010). La consistencia interna de la escala se midió con el coeficiente alfa de Cronbach (1951).

Posteriormente, se contrastaron las estructuras obtenidas en el AFE por medio de un aná-

lisis factorial confirmatorio (AFC). La bondad de ajuste de los modelos resultantes se evaluó con diversos indicadores: χ^2 , χ^2/gl , CFI, GFI, AGFI, SRMR y RMSEA. A través de la valoración conjunta de estos índices fue posible establecer la validez de los modelos presentados. De acuerdo a Byrne (2010), son indicadores de buen ajuste un valor de SRMR igual o menor que .05, CFI, GFI y AGFI cercanos a 1, y un RMSEA igual o menor que .05. Sin embargo, el ajuste del modelo sería aceptable si los valores CFI, GFI y AGFI se acercaran a .90 (Bentler, 1990, 1992; Byrne, 2010) y el índice RMSEA fuera igual o menor que .06 (Hu & Bentler, 1999). Finalmente, un valor χ^2/gl inferior a 2 es indicativo de un ajuste excelente (Escurreya & Salas-Blas, 2014).

El software utilizado para el análisis fue la versión 22 de SPSS (Statistical Package for the Social Sciences; IBM, 2013) y el programa AMOS 19.0 (Arbuckle, 2014).

Consideraciones éticas

La aplicación del instrumento se llevó a cabo de acuerdo a los aspectos de confidencialidad y consentimiento informado considerados

por el Código Ético del Psicólogo (Sociedad Mexicana de Psicología, 2007).

Resultados

Al revisar los niveles de asimetría y curtosis de cada uno de los ítems se encontró normalidad univariante; es decir, no se presentaron datos que distorsionaran la información obtenida con la aplicación del instrumento. El análisis factorial exploratorio generó cuatro factores (ver Tabla 1) que explican hasta el 55.11% de la variabilidad. La rotación convergió en 15 iteraciones; el estadístico KMO arrojó un valor de .83, y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ($p < .05$). Estos resultados indican que la solución es adecuada para la muestra y que la utilización del modelo factorial es pertinente para el conjunto de datos analizados. Los múltiples factores resultantes podrían denominarse tentativamente: Atención (1), Autocontrol (2), Aceptación (3) y Autopercepción (4). Por otra parte, el gráfico de sedimentación sugiere la presencia de un factor dominante en la estructura matricial. Además, al solicitar una solución unifactorial se observa que todos los ítems presentan cargas entre .38 y .61 (ver Tabla 2). El alfa de Cronbach fue de .80, lo que indica buena consistencia interna del instrumento.

Tabla 1
Matriz de componentes rotados.

Ítems	Factores			
	1	2	3	4
6	.69	.19	.00	.17
5	.63	.22	.31	-.12
1	.55	-.11	.40	.36
4	.51	.37	-.02	.31
7	.48	.16	.28	.26

Tabla 2
Cargas de los ítems en una solución unifactorial.

Ítems	Saturaciones
1	.61
6	.61
7	.59
9	.58
12	.58

Ítems	Factores			
	1	2	3	4
11	.11	.72	.07	-.03
10	.16	.70	.05	.11
9	.27	.57	.33	-.10
8	.32	-.07	.72	-.04
12	.13	.20	.67	.04
14	-.21	.34	.54	.45
13	.04	.39	.45	.23
2	.13	-.07	.09	.76
3	.19	.09	-.00	.72

Ítems	Saturaciones
5	.56
4	.55
13	.55
14	.52
8	.51
10	.51
11	.45
3	.43
2	.38

Para corroborar los resultados del AFE y comparar las diferencias entre los dos criterios de factorización utilizados, éstos se contrastaron mediante AFC. En el modelo unidimensional, 12 de los 14 ítems tuvieron cargas de al menos .40, siendo la excepción los ítems 2 y 3,

con valores de .35 y .37, respectivamente (ver Figura 1). Por otro lado, en el modelo de cuatro factores relacionados, las cargas de los ítems oscilaron entre .49 y .67, aunque la correlación entre los factores 2 y 4 fue cercana a cero (Figura 2).



Figura 1

Modelo de un factor del FMI-14: Análisis factorial confirmatorio de la solución unidimensional del FMI-14 (N = 200). Los rectángulos indican las variables observadas, en este caso los 14 ítems de la escala; mientras que el óvalo representa la variable latente o no observada, es decir el constructo de Mindfulness. Los valores sobre las flechas indican los pesos de regresión estandarizados.

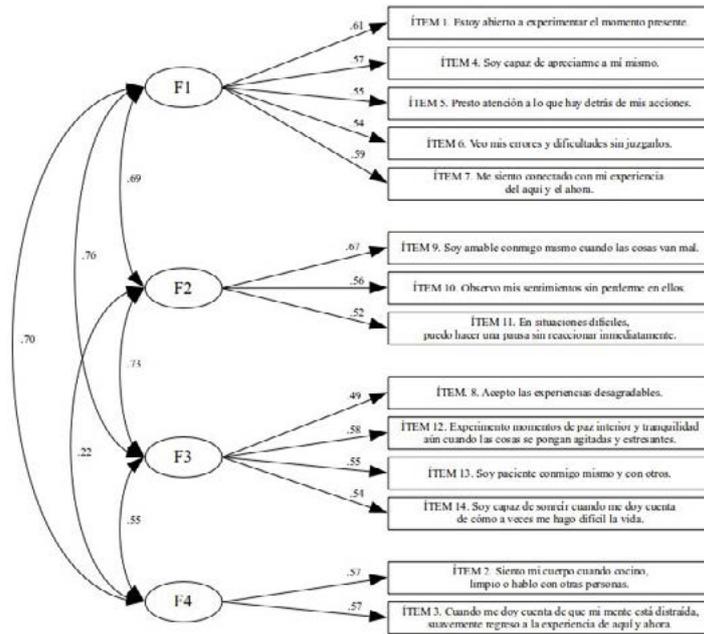


Figura 2

Modelo de cuatro factores relacionados del FMI-14: Análisis factorial confirmatorio de la solución de cuatro factores relacionados del FMI-14 (N = 200). Los rectángulos indican las variables observadas, en este caso los 14 ítems de la escala; mientras que el óvalo representa la variable latente o no observada, es decir el constructo de *Mindfulness*. Los valores sobre las flechas indican los pesos de regresión estandarizados.

Finalmente, al revisar diversos indicadores de bondad de ajuste en ambos modelos se encontró que el de cuatro factores relacionados se ajustaba mejor a los datos (ver Tabla 3).

Friburgo de Mindfulness (IFM-14) es un instrumento confiable, dado que presenta buena consistencia interna según lo evaluado mediante el coeficiente alfa de Cronbach. Por otra parte, se verificó que los ítems presentan niveles bajos de

Tabla 3

Indicadores de bondad de ajuste de los modelos de 1 y 4 factores del FMI-14.

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	GFI	AGFI	SRMR	RMSEA
1 Factor	155.98	77	2.02	.84	.89	.85	.06	.07
4 Factores relacionados	104.77	71	1.47	.93	.93	.89	.05	.04

Nota. Como ya se indicó en el apartado Método, los criterios para obtener un ajuste aceptable son: CFI, GFI y AGFI cercanos a .90, SRMR \leq .05, RMSEA \leq .06 y $\chi^2/gl < 2$.

Discusión

El principal objetivo de esta investigación fue traducir y validar el FMI-14. Los análisis estadísticos realizados indican que el Inventario

asimetría y curtosis, lo cual indica ausencia de sesgo en la distribución de los datos.

En cuanto a los resultados sobre la estructura de los datos, la naturaleza unidimensional del *Mindfulness* no resulta muy clara. Aunque

esta situación ya se ha presentado en otras investigaciones (Baer et al., 2006; Feldman et al., 2007; Kohls et al., 2009; Trousselard et al., 2010), el número de dimensiones identificadas en este trabajo fue dependiente principalmente del criterio de factorización: mientras que con el criterio de Kaiser (1960) se obtuvo una solución de cuatro factores, con el de Cattell (1966) se encontró una dimensión principal. Por otra parte, al contrastar ambas alternativas en el AFC, se aprecia que el modelo de cuatro factores se ajusta mejor a los datos, pues éste presenta índices de bondad de ajuste más elevados que el modelo unifactorial. Así, el *Mindfulness* podría considerarse como un constructo compuesto por cuatro aspectos, aquí denominados: *atención*, *autocontrol*, *aceptación* y *autopercepción*. Sin embargo, antes de extraer conclusiones, algunas cuestiones merecen ser analizadas con mayor profundidad.

Si bien el modelo de cuatro factores representa mejor la estructura que subyace a los datos, cuando se evalúa la matriz de componentes rotados se observa que algunos ítems poseen saturaciones de al menos .40 para más de un factor. Además, si se hubiera establecido .30 como punto de corte, que es la práctica más común en los análisis factoriales (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014), se habría encontrado que varios ítems saturan en dos, o incluso hasta en tres factores. Por otro lado, en la solución unifactorial se observa que todos los ítems de la escala presentan saturaciones aceptables (entre .38 y .61), lo cual contribuye a corroborar la hipótesis de unidimensionalidad; y si a esto se le agrega el hecho de que la mayoría de las correlaciones entre los

factores son elevadas, la descomposición del constructo en varios elementos se hace poco recomendable (Walach et al., 2006).

Cualquier investigación, independientemente de si está enfocada en realizar aportes a nivel teórico o empírico, pierde todo sentido sin la posibilidad de una aplicación posterior del conocimiento que genera. Por lo tanto, no debe olvidarse que uno de los principales objetivos de contar con instrumentos para evaluar *Mindfulness* es precisamente que éstos puedan utilizarse en intervenciones clínicas o educativas. En ese sentido, puede establecerse que la concepción unidimensional del *Mindfulness*, aunque menos exacta, es estadísticamente válida (Kohls et al., 2009) y tiene mayor aplicabilidad en la práctica, pues coincidimos con Barajas y Garra (2014) en que una estructura unifactorial es más conveniente para detectar relaciones más definidas con otras variables.

La conclusión anterior no implica abandonar los esfuerzos por comprender mejor la naturaleza del *Mindfulness*, o su relación con procesos psicológicos como el bienestar, la atención o la senso-percepción. Para tales casos, quizás resulte más útil investigar desde una perspectiva multidimensional del constructo (Trousselard et al., 2010). Sin embargo, en lo que se refiere a su uso como variable reguladora o mediadora del estrés, ansiedad u otros problemas de salud, consideramos más adecuada la perspectiva unidimensional. Además, si se deseara mejorar la homogeneidad del instrumento, podrían retirarse los ítems 2, 3 y 11, ya que análisis estadísticos previos sobre su funcionamiento reflejan que eliminando estos reactivos el modelo unidimensional explica un mayor porcentaje de la

variabilidad (Laca-Arocena, Pérez-Verduzco, & Vargas-Valencia, 2016).

Se recomienda la aplicación de esta escala en grupos de sujetos con características específicas; por ejemplo, en grupos de individuos familiarizados con el *Mindfulness*, que practiquen algún tipo de meditación, o de sujetos con alguna enfermedad o tratamiento particular. De este modo podría compararse el funcionamiento del instrumento en distintos contextos. También se sugiere que futuras investigaciones exploren las relaciones entre puntuaciones obtenidas con esta escala y otras similares, como la versión en español del MAAS (Mindful Attention Awareness Scale; Soler et al., 2012), la FFMQ (Five Facets of Mindfulness Questionnaire; Cebolla et al., 2012), o la SBC (Scale of Body Connection; Quezada-Berumen, González-Ramírez, Cebolla, Soler, & García-Campayo, 2014), ya que una limitación importante de este trabajo es la falta de contraste con otros instrumentos que midan constructos similares o relacionados en la teoría. Esta sería otra forma de evaluar la validez de constructo de tales instrumentos.

Otra limitación de este trabajo es que la información recabada se obtuvo a través de un cuestionario, el cual, como otros métodos de autoinforme, no está exento del sesgo ocasionado por la deseabilidad social. Por ello, sería recomendable incorporar metodologías complementarias, como la evaluación de tareas basada en el rendimiento (Baer, Walsh, & Lykins, 2009). Asimismo, futuras investigaciones podrían incluir un mayor número de variables sociodemográficas u otras características individuales de los participantes; de esta manera podría explorarse más profundamente la naturaleza del

Mindfulness como rasgo más que como actividad.

Finalmente, consideramos que el *Mindfulness* es un concepto con mucho potencial dentro de los ámbitos de la psicología positiva, la psicología clínica, la psiquiatría y en el área de salud en general, y en campos más específicos, como las terapias de tercera generación o las terapias contextuales. Sin duda, la investigación sobre este constructo aún puede aportar nuevos conocimientos sobre la comprensión de los procesos mentales, emocionales y la sensación de bienestar.

Referencias

- Alfaro-Bouroncle, M. (2016). *Mindfulness, flow y rendimiento académico en estudiantes universitarios* (Tesis de grado). Recuperado de <http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/123456789/7467>
- André, C. (2010). *Los estados de ánimo, el aprendizaje de la serenidad*. Barcelona: Kairós.
- Arbuckle, J. L. (2014). *Amos (Versión 23.0)* [Software]. Chicago: IBM SPSS.
- Arias, Y. (2015). *Eficacia de la aplicación de la terapia mindfulness para reducir los síntomas de ansiedad en personas adultas de Atención Primaria* (Tesis de grado). Universidad del País Vasco, España.
- Astin, J. A. (1997). Stress reduction through mindfulness meditation. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 66(2), 97-106. doi: 10.1159/000289116
- Baer, R. A. (2003). Mindfulness training as a clinical intervention: A conceptual and empirical review. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10(2), 125-143. doi: 10.1093/clipsy.bpg015
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, 13(1), 27-45. doi: 10.1177/1073191105283504
- Baer, R., Walsh, E., & Lykins, E. (2009). Assessment of

- mindfulness. En F. Diddona (Ed.), *Clinical Handbook of Mindfulness* (153-168). New York: Springer.
- Barajas, S., & Garra, L. (2014). Mindfulness and psychopathology: Adaptation of the Mindful Attention Awareness Scale (MAAS) in a Spanish sample. *Clinica y Salud, 25*(1), 49-56. doi: 10.5093/cl2014a4
- Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology, 3*(2), 77-85. doi: 10.1111/j.2044-8317.1950.tb00285.x
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*, 238-246. doi: 10.1037/0033-2909.107.2.238
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin, 112*(3), 400-404. doi: 10.1037//0033-2909.112.3.400
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 84*(4), 822-848. doi: 10.1037/0022-3514.84.4.822
- Brown, K. W., Ryan, R. M., & Creswell, J. D. (2007). Mindfulness: Theoretical foundations and evidence for its salutary effects. *Psychological Inquiry, 18*(4), 211-237. doi: 10.1080/10478400701598298
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Routledge, Taylor & Francis Group.
- Cardaciotto, L., Herbert, J. D., Forman, E. M., Moitra, E., & Farrow, V. (2008). The assessment of present-moment awareness and acceptance: The Philadelphia Mindfulness Scale. *Assessment, 15*(2), 204-223. doi: 10.1177/1073191107311467
- Cattell, R. B. (1966). The Scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research, 1*(2), 245-276. doi: 10.1207/s15327906mbr0102_10
- Cebolla, A., García-Palacios, A., Soler, J., Guillen, V., Baños, R., & Botella, C. (2012). Psychometric properties of the Spanish validation of the Five Facets of Mindfulness Questionnaire (FFMQ). *The European Journal of Psychiatry, 26*(2), 118-126. doi: 10.4321/S0213-61632012000200005
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation 10*(7). Recuperado de <http://pareonline.net>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16*(3), 297-334. doi: 10.1007/BF02310555
- De la Calle-Ortega, L. (2016). *Psicología positiva. Propuesta de intervención en un aula de educación especial* (Tesis de grado). Recuperado de http://dehesa.unex.es/bitstream/handle/10662/3454/TFGUEX_2015_Calle_Ortega.pdf?sequence=1
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin, 95*(3), 542-575. doi: 10.1037/0033-2909.95.3.542
- Escurrea-Mayaute, M., & Salas-Blas, E. (2014). Construcción y validación del cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS). *LIBERABIT, 20*(1), 73-91. Recuperado de <http://revistaliberabit.com>
- Feldman, G., Hayes, A., Kumar, S., Greeson, J., & Laurenceau, J. P. (2007). Mindfulness and emotion regulation: The development and initial validation of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised (CAMS-R). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 29*(3), 177-190. doi: 10.1007/s10862-006-9035-8
- Feligueras-Alcalá, E. (2014). *Técnicas de intervención en abuso sexual infantil: estrategias cognitivo-conductuales, aceptación y mindfulness* (Tesis de grado). Recuperado de <http://hdl.handle.net/10953.1/866>
- García-García, M. del M. (2015). *Efecto de una intervención educativa mindfulness en los profesionales de un centro sociosanitario en La Rioja* (Tesis de maestría). Recuperado de <http://repositori.uji.es/xmlui/handle/10234/153018>
- Greco, L., Baer, R., & Smith, G. (2011). Assessing mindfulness in children and adolescents: Development and validation of the Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM). *Psychological Assessment, 23*(3), 606-614. doi: 10.1037/a0022819.supp
- Grossman, P., Nieman, L., Schmidt, S., & Walach, H.

- (2004). Mindfulness based stress reduction and health: A metaanalysis. *Journal of Psychosomatic Research*, 57(1), 35-43. doi: 10.1016/S0022-3999(03)00573-7
- Hayes, A. M., & Feldman, G. (2004). Clarifying the construct of Mindfulness in the context of emotion regulation and the process of change in therapy. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11(3), 225-262. doi: 10.1093/clipsy.bph080
- Heidenreich, T., Ströhle, G., & Michalak, J. (2006). Achtsamkeit: Konzeptuelle Aspekte und Ergebnisse zum Freiburger Achtsamkeitsfragebogen. *Verhaltenstherapie*, 16(1), 33-40. doi: 10.1159/000091521
- Hernando-Mazón, A. (2012). *Atención plena y malestar psicológico: Un estudio piloto* (Tesis de grado). Recuperado de <http://zaguan.unizar.es/record/8287>
- Herndon, F. (2008). Testing mindfulness with perceptual and cognitive factors: External vs. internal encoding, and the Cognitive Failures Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 44(1), 32-41. doi: 10.1016/j.paid.2007.07.002
- Hervás, G., Cebolla, A., & Soler, J. (2016). Intervenciones psicológicas basadas en mindfulness y sus beneficios: Estado actual de la cuestión. *Clínica y Salud*, 27(3), 115-124. doi: 10.1016/j.clysa.2016.09.002
- Hofmann, S. G., Sawyer, A. T., Witt, A. A., & Oh, D. (2010). The effect of mindfulness-based therapy on anxiety and depression: A meta-analytic review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 78(2), 169-183. doi: 10.1037/a0018555
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-15. doi: 10.1080/10705519909540118
- International Business Machines, IBM. (2013). IBM SPSS Statistics for Windows [Software]. Version 22.0. Armonk, NY: IBM.
- Jiménez, S. S., Niles, B. L., & Park, C. L. (2010). A mindfulness model of affect regulation and depressive symptoms: Positive emotions, mood regulation expectancies, and self-acceptance as regulatory mechanisms. *Personality and Individual Differences*, 49(6), 645-650. doi: 10.1016/j.paid.2010.05.041
- Kabat-Zinn, J. (2013). *Vivir con plenitud las crisis: Cómo utilizar la sabiduría del cuerpo y de la mente para afrontar el estrés, el dolor y la enfermedad* (8ª ed.). Barcelona: Kairós.
- Kahneman, D. (2003). Objective happiness. En D. Kahneman, E. Diener & N. Schwartz (Eds.), *Well-being: The foundations of hedonic psychology* (pp. 3-25). New York: Russell Sage Foundation.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141-151. doi: 10.1177/001316446002000116
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation Little Jiffy. *Psychometrika*, 35(4), 401-415. doi: 10.1007/BF02291817
- Kohls, N., Sauer, S., & Walach, H. (2009). Facets of mindfulness – Results of an online study investigating the Freiburg Mindfulness Inventory. *Personality and Individual Differences*, 46(2), 224-230. doi: 10.1016/j.paid.2008.10.009
- Laca-Arocena, F. A., Pérez-Verduzco, G., & Vargas-Valencia, A. R. (2016). Multivariate analysis of the Spanish version of FMI-14: Contributions from the item response theory and biplot methods. *PARIPEX - Indian Journal of Research*, 5(10), 242-245. doi: 10.15373/22501991
- Lau, M. A., Bishop, S. R., Segal, Z. V., Buis, T., Anderson, N. D. ... Devins, G. (2006). The Toronto Mindfulness Scale development. *Journal of Clinical Psychology*, 62(12), 1445-1467. doi: 10.1002/jclp.20326
- Leigh, J., Bowen, S., & Marlatt, G. A. (2005). Spirituality, mindfulness and substance abuse. *Addictive Behaviors*, 30(7), 1335-1341. doi: 10.1016/j.addbeh.2005.01.010
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Marzo-Andreu, B. (2015). *Estrés percibido y rasgo de mindfulness en el profesorado* (Tesis de maestría). Recuperado de <https://zaguan.unizar.es/re>

cord/31666?

- Pérula-Jiménez, C. (2016). *Mindfulness en los profesionales de enfermería de atención primaria y su relación con el estrés laboral* (Tesis de grado inédita). Universidad de Córdoba, España.
- Quezada-Berumen, L. del C., González-Ramírez, M. T., Cebolla, A., Soler, J., & García-Campayo, J. (2014). Conciencia corporal y mindfulness: Validación de la versión española de la escala de conexión corporal (SBC). *Actas Españolas de Psiquiatría*, 42(2), 57-67. Recuperado de <https://www.actaspsiquiatria.es>
- Rubio-Galtier, I. (2015). *Relación entre la capacidad de mindfulness de alumnos de bachiller con ansiedad, estrés y rendimiento académico* (Tesis de maestría). Recuperado de <https://zaguan.unizar.es/record/31667?ln=en>
- Schmidt, C., & Vinet, E. V. (2015). Atención plena: Validación del Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ) en estudiantes universitarios chilenos. *Terapia Psicológica*, 33(2), 93-102. doi: 10.4067/S0718-48082015000200004
- Segal Z. V., Williams, J. M. G., & Teasdale, J. D. (2012). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse* (2ª ed.). New York: Guilford.
- Seligman, M. (1992). *Learned optimism*. New York: Pocket Books Simon Schuster Inc.
- Siegel, R. D., Germer, C. K., & Olendzki, A. (2009). Mindfulness: What is it? Where did it come from? En Didonna, F. (Ed.), *Clinical Handbook of Mindfulness*. New York: Springer.
- Simón, V. (2013). *Aprender a practicar mindfulness* (8ª ed.). Madrid: Sello Editorial.
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2007). *Código Ético del Psicólogo*. México: Trillas.
- Soler, J. (2014). Evaluación del mindfulness. En A. Cebolla, J. García-Campayo, & M. Demarzo (Coords.), *Mindfulness y ciencia: De la tradición a la modernidad* (cap. 2, pp. 41-63). Madrid: Alianza Editorial.
- Soler, J., Tejedor, R., Feliu-Soler, A., Pascual, J. C., Cebolla, A., Soriano, J., Alvarez, E., & Perez, V. (2012). Propiedades psicométricas de la versión española de la escala Mindful Attention Awareness Scale (MAAS). *Actas Españolas de Psiquiatría*, 40(1), 19-26. Recuperado de <https://www.actaspsiquiatria.es>
- Tejedor, R., Feliu-Soler, A., Pascual, J. C., Cebolla, A., Portella, M. J., Trujols, J. ... Soler, J. (2014). Propiedades psicométricas de la versión española de la Philadelphia Mindfulness Scale. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*, 7, 157-65. doi: 10.1016/j.rpsm.2014.04.001
- Torné-Novell, M. (2013). *Mindfulness y musicoterapia* (Tesis de maestría). Universitat de Vic, Instituto Superior de Estudios Psicológicos, España.
- Trousselard, M., Steiler, D., Raphel, C., Cian, C., Duy-medjian, R., Claverie, D., & Canini, F. (2010). Validation of a French version of the Freiburg Mindfulness Inventory - Short version: Relationships between mindfulness and stress in an adult population, *Biopsychosocial Medicine*, 4(1), 8. doi: 10.1186/1751-0759-4-8
- Turanzas, J. (2013). *Adaptación transcultural de la escala CAAM (Child and Adolescent Mindfulness Measure)* (Tesis de maestría). Universidad Internacional Valenciana, España.
- Walach, H., Buchheld, N., Buttenmüller, V., Kleinknecht, N., & Schmidt, S. (2006). Measuring mindfulness—the Freiburg Mindfulness Inventory (FMI). *Personality and Individual Differences*, 40(8), 1543-1555. doi: 10.1016/j.paid.2005.11.025
- Williams, B., Onsman, A., & Brown, T. (2010). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices. *Australasian Journal of Paramedicine*, 8(3), 1-13. Recuperado de <https://ajp.paramedics.org>

Anexo**Inventario Friburgo de Mindfulness (IFM-14)**

(Traducción y validación del Freiburg Mindfulness Inventory -FMI-14- de Walach, Buchheld, Buttenmüller, Kleinknecht, & Schmidt, 2006)

Instrucciones: A continuación, encontrará descripciones de diferentes situaciones personales, indique encerrando en un círculo en cada una de ellas con qué frecuencia suceden en su caso.

1: Raramente **2:** Ocasionalmente **3:** Con frecuencia **4:** Casi siempre

1. Estoy abierto a experimentar el momento presente.	1 2 3 4
2. Siento mi cuerpo cuando cocino, limpio o hablo con otras personas.	1 2 3 4
3. Cuando me doy cuenta de que mi mente está distraída, suavemente regreso a la experiencia de aquí y ahora.	1 2 3 4
4. Soy capaz de apreciarme a mí mismo.	1 2 3 4
5. Presto atención a lo que hay detrás de mis acciones.	1 2 3 4
6. Veo mis errores y dificultades sin juzgarlos.	1 2 3 4
7. Me siento conectado con mi experiencia del aquí y el ahora.	1 2 3 4
8. Acepto las experiencias desagradables.	1 2 3 4
9. Soy amable conmigo mismo cuando las cosas van mal.	1 2 3 4
10. Observo mis sentimientos sin perderme en ellos.	1 2 3 4
11. En situaciones difíciles, puedo hacer una pausa sin reaccionar inmediatamente.	1 2 3 4
12. Experimento momentos de paz interior y tranquilidad aún cuando las cosas se pongan agitadas y estresantes.	1 2 3 4
13. Soy paciente conmigo mismo y con otros.	1 2 3 4
14. Soy capaz de sonreír cuando me doy cuenta de cómo a veces me hago difícil la vida.	1 2 3 4

Infant Scale of Selective Attention: A Proposal to Assess Cognitive Abilities

Claudia Calipso Gutiérrez-Hernández*¹, Thalia Harmony¹, Gloria Nélida Ave-cilla-Ramírez², Ivette Barrón-Quiroz², Verónica Guillén-Gasca², Guadalupe Trejo-Bautista², María Monserrat Bautista-Olvera²

1. Unidad de Investigación en Neurodesarrollo, Universidad Nacional Autónoma de México, Campus Juriquilla, México.
2. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Querétaro, México.

Introduction
Method
Results
Discussion
Conclusions
References

Recibido: 11/02/2017 Revisado: 21/03/2017 Aceptado: 05/04/2017

Abstract

The aim of this research was to test the Infant Scale of Selective Attention (EEAS, in Spanish) on healthy infants with no suspected neurological damage, in order to obtain normalcy initial parameters for the use of the instrument. The sample consisted of two hundred babies between two and eight months of age who were enrolled in the daycares of the Instituto Mexicano del Seguro Social. To obtain the normalcy initial parameters, descriptive statistics were used to calculate the mean, the standard deviation, the minimum and maximum scores, and percentiles. The EEAS allows for identification of delays in the development of the attention process by comparing an individual score to their age group in the tables. The findings of this study suggest that EEAS is a useful tool to evaluate the development of the attention process during infancy.

Keywords: *Infant development, cognition, selective attention, assessment scale*

Resumen

El objetivo de la presente investigación fue probar la Escala de Evaluación de la Atención Selectiva (EEAS) en lactantes sanos sin sospecha de daño neurológico, con la finalidad de obtener parámetros iniciales de normalidad para el uso del instrumento. La muestra estuvo integrada por 200 lactantes con un rango de edad entre dos y ocho meses, adscritos al sistema de guarderías del Instituto Mexicano del Seguro Social. Para obtener los parámetros iniciales de normalidad se utilizó estadística descriptiva para calcular la media, la desviación estándar, puntajes máximos y mínimos y percentiles. La EEAS permite identificar retrasos en el desarrollo del proceso de atención al comparar un puntaje individual contra su grupo de edad en tablas. Los hallazgos de este estudio sugieren que la EEAS es un instrumento útil para evaluar el desarrollo del proceso de atención durante la infancia.

Palabras clave: *Desarrollo infantil, cognición, atención selectiva, escala de evaluación*

*Corresponding author: Claudia Calipso Gutiérrez-Hernández, Instituto de Neurobiología, UNAM. Campus Juriquilla, Blvd. Juriquilla 3001, Juriquilla, Querétaro, 76230, México. Tel. (01442) 1926101. calipso_cl@hotmail.com

How to cite this article: Gutiérrez-Hernández, C. C., Harmony, T., Ave-cilla-Ramírez, G. N., Barrón-Quiroz, I., Guillén-Gasca, V., Trejo-Bautista, G., Bautista-Olvera, M. M. (2017). Infant Scale of Selective Attention: A proposal to assess cognitive abilities. *Revista Evaluar*, 17(1), 94-106. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Aknowledgements: The authors want to thank the Instituto Mexicano del Seguro Social for their invaluable collaboration. We would also like to thank Hector Belmont Tamayo and nurse Delia Evelia Figueroa for their technical support. This project was partially supported by Grant number IN220110 from UNAM's Direction General of Academic Personnel Issues (in Spanish: Dirección General de Asuntos del Personal Académico de la UNAM), DGAPA-PAPIIT.

Introduction

Attention is a subjectively evident cognitive experience, but it is difficult to characterize (Richards, Reynolds, & Courage, 2010). The attentional process is involved in determining which internal and external stimuli are selected for subsequent processing (Reynolds & Romano, 2016). Studying the development of attentional processes is complicated due to the difficulty in separating attention from encoding, memory, decision making, and response systems (Gomes, Wolfson, & Halperin, 2007). For instance, orientation of attention determines which information is selected for learning and memory (Ross-Sheehy, Oakes, & Luck, 2011; Wu, Gopnik, Richardson, & Kirkham, 2011); and orienting toward target stimuli while simultaneously suppressing distraction affects how well information is learned and retrieved (Markant & Amso, 2013, 2014, 2016).

Selective attention involves the selection of a specific object or spatial location as the focus of attention. This process is influenced by both external and internal factors, such as individual interests and motives, and personal cognitive strategies to pay attention to the stimuli (Gomes, Molholm, Christodoulou, Ritter, & Cowan, 2000; Reynolds, 2015). Extensive research has established that selective attention involves enhanced processing of the location where attention is focused and the simultaneous suppression of distracting factors (Carrasco, 2014).

The systems that are related to attention are the alert, orienting and executive networks (Petersen & Posner, 2012; Posner & Petersen, 1990). These components reflect the general state of a subject regarding information processing and his or her abilities to orient toward, select, switch between, and maintain the source of information (Kushnerenko, Van den Bergh, & Winkler, 2013). The development of infant attention is thought to be closely related to

changes in the neural systems underlying orienting attention control (Richards et al., 2010; Posner, Rothbart, Sheese, & Voelker, 2014).

Ontogenetically, it is possible for newborns to reach an alert state, but this is not a frequent or extended occurrence during the first month of life. During the postnatal period, from 4 to 8 or 10 weeks, alertness is reached more frequently and for longer periods. The components of the spatial orienting system seem to have somewhat different developmental paths, but they all appear to be fairly well established by the age of 6 months. Smooth pursuit, reflexive saccades and inhibition of return can be elicited in newborns, but they progress significantly throughout the first half-year of age. Disengagement of attention is also present in a rudimentary form very early in life, but it appears to show considerable improvement between 2 and 4 months of age. The fundamental functions that relate to object perception (detection of color and shape) are probably present in some rudimentary form at birth but, as with spatial orienting, substantial changes occur during the interval between 2 to 5 or 6 months of age (Salapatek, Aslin, Simonson, & Pulos, 1980; Colombo, 2001). Infants are most commonly assessed according to spontaneous motor and psychophysiological responses: e.g. localized head turning (Clarkson & Berg, 1983; Morrongiello, Fenwick, Hillier, & Chance, 1994), or changes in the heart rate (Richards & Casey, 1991). Sometimes parameters such as behavioral inhibition, motor quieting, and eye movement are also used in assessing responsiveness in newborns (Gomes et al., 2000). Orienting responses to various sounds (a bell, a rattle, human voice) are often used by pediatricians as part of clinical assessments in newborns.

Attention in infants has been studied using a variety of behavioral procedures. There are different neurodevelopmental assessments and scales for infants, but they do not focus directly on attention. Therefore, it was of great impor-

tance for this project to develop instruments for the early detection of attention delay in infants during the first months of life.

In 2007, the Infant Scale of Selective Attention (EEAS) was published in Spanish to further the assessment of attention development. The EEAS was originally designed to measure the attention process development in a population specially at risk (premature infants with brain damage). Now, there is an interest to test the scale on healthy infants.

The aim of this study was to test the instrument on infants with no history of brain damage, in order to obtain normalcy initial parameters for the use of the scale.

Method

Participants

This study was conducted in collaboration with the Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS). This Institute is responsible for providing public assistance and health services in Mexico, including services of childcare exclusive for working mothers.

As part of the admission guidelines to the daycare centers, it is essential that every child be given a complete medical examination at their corresponding Family Medicine Unit (UMF) that includes assessment of prenatal risk factors, pathological records, physical and neurological examination, among others ([Instituto Mexicano del Seguro Social \[IMSS\], 2015](#)). Thus, only participants with no history of risk of neurological damage and with no pathologies or disability recorded in their clinical history were included in the study.

The sample was integrated considering the following inclusion criteria: absence of prenatal and/or perinatal complications, birth weight between 2,500 and 3,800 grams and gestational age between 38 and 42 weeks. Two hundred

healthy infants (89 males and 111 females) between 1 to 8 months of age were included. All participants were Mexican children of working mothers who attended daycare centers for a daily average of 8 hours. Some socioeconomic characteristics of mothers of infants were as follows: all were Spanish speakers; 40% of the mothers had a university degree; 31% only finished high school (twelve years of scholar instruction); 18% only finished secondary school (nine years of scholar instruction); 8% had some kind of technical training; only 3% had a postgraduate degree. In terms of age range, it was distributed as follows: 56% of the mothers were between 20 to 30 years old; 40% were 31 to 40 years old; only 4% were younger than 20 years old. Regarding income levels, they were as follows: 38% of the families reported a monthly family income of less than \$5,000 Mexican pesos; 20%, from \$5,000 to \$10,000 MXN; 18%, from \$10,000 to \$15,000 MXN; 9%, from \$15,000 to 20,000 MXN; 8%, from \$20,000 to \$25,000 MXN; only 5% of the families reported an income higher to \$25,000 Mexican pesos.

Additionally, an independent sample of 35 participants with the same characteristics as the previous one was integrated to confirm the reliability of the instrument. Participation in the study was agreed upon through a consent form.

Instrument

The Infant Scale of Selective Attention is known in Spanish as the Escala de Evaluación de la Atención Selectiva (EEAS; [Gutiérrez-Hernández & Harmony, 2007](#)). In broad terms, the EEAS continuously assesses the development of the attention process in infants from 1 to 8 months of age. The creation of the EEAS was supported by an extensive review of literature on developmental theories and precedent scales designed to assess child development, such as the Bayley Scales of Infant Toddler Develop-

ment (BSID-III; Bayley, 2006); the Guía Portage de Educación Preescolar; (GPEP; Bluma, Shearer, Forman, & Hilliard, 1995); the Escala de Matas (EM; Matas, Maureen de Mulvey, Paone, Segura, & Tapia, 1997); and the Valoración Neuroconductual del Desarrollo del Lactante (VANEDELA; Sánchez-Pérez, Benavides-González, & Mandujano-Valdés, 2007).

The instrument has 46 items in total and consists of two subscales:

1. Visual Scale: It consists of 32 items and it is designed to evaluate the baby's ability to detect, locate, track, and respond selectively to visual stimuli (cards, mirror, ring, cubes, ball).

2. Auditory Scale: It consists of 14 items and it is designed to evaluate the baby's ability to detect, locate, track, and respond selectively to auditory stimuli (voice, bell, rattle).

Test administration

The evaluation was performed individually on each participant in the nurse's office of the daycares (thought to be a suitable place because it was quiet, free of distractions, ventilated, and had good lighting) in presence of their caregivers. The EEAS was applied by two psychologists who were trained in neurodevelopment assessment to control the bias in the rating of responses. All participants were evaluated between 9:00 AM and 11:00 AM. Those participants with signs of irritability, somnolence, crying, discomfort or poor collaboration were excluded from the study. The execution of the EEAS was brief; it lasted about 20 minutes.

In order to carry out the experiment more efficiently, some modifications were made, the most important being that in the Spanish version 4 categories to rate the responses were used (0 = no response, 1 = emerging response, 2 = in progress, and 3 = satisfactory response). Due to the difficulty in discerning between categories 1 and 2, it was decided to consider both categories

as one. Therefore, this study used the following criteria: 0 = *no response*, 1 = *in process*, and 2 = *satisfactory response*. In addition, the criterion for stopping the administration of test was reduced from 4 to 3 consecutive scores of 0.

Steps to obtain raw scores. The information was recorded in the summary page (demographic information and chronological age in months).

1. The test was initiated with item number 1 for both subscales.

2. The infant's score must be registered in the column that corresponds to the infant's age.

3. The infant's performance was scored using these criteria: 2, if the child responded or performed satisfactorily; 1, if the child's response was in process; 0, if the child did not respond. The criteria for scoring the responses of infants are in the following guide:

I. Visual scale:

A) Items 1, 3, 4, 5, 6, 8, 9, 10, 17 and 22 evaluate the ability to detect and observe visual stimuli targeting them selectively. Grant 2 points if the child momentarily (for at least 3 seconds) fixes his or her gaze on the stimuli (an adult's face, cards, a mirror, a ring, a small cube, chips). Grant 1 point if an unconvincing attempt to respond is noticed. The absence of response is scored with 0.

B) Items 2, 7, 11, 12, 13, 14, 15, 16 and 24 evaluate the infant's ability to locate and follow visual stimuli with selective orienting response. Grant 2 points if the child's eyes follow the moving stimuli. For items 15 and 16, grant the point if the child turns his or her head or flexes his or her neck to follow the card. Grant 1 point if an unconvincing attempt to respond is noticed. The absence of response is scored with 0.

C) Items 18, 19, 20, 21, 23, 25, 26, 27, 28, 29, 30, 31 and 32 assess the infant's ability to detect, locate and follow objects with coordinated eye-hand movements. Grant 2 points if the child responds with voluntary and coordinated

movements, for example, trying to reach the mirror with his or her hands, grasping or manipulating objects. Grant 1 point if an unconvincing attempt to respond is noticed. The absence of response is scored with 0.

II. Auditory scale:

A) Items 1, 2, 3, 4 and 7 assess the infant's ability to detect auditory stimuli and orient the attention selectively. Grant 2 points if the child clearly responds to the sounds (voice, bell, or rattle) by turning his or her eyes, vocalizing, changing activity level (increasing or decreasing), changing facial expression, etc. Grant 1 point if an unconvincing attempt to respond is noticed. Do not grant any points if the child shows a response of 5 seconds or more after exposure to the stimuli, for this might not be related to the sound used in the test.

B) Items 5, 6, 8, 9, 10, 11 and 12 evaluate the ability to orient, locate and follow auditory stimuli with responses accompanied by gross voluntary movements. Grant 2 points if the infant clearly responds with the required movement (turning his or her head, flexing the neck, watching a rattle while flapping his or her hands, etc.). Grant 1 point if an unconvincing attempt to respond is noticed. The absence of response is scored with 0.

C) Item 13 requires both sitting posture control and eye searching movements in relation to the place where the sound occurs. Grant 2 points only if the child's response meets both criteria. Grant 1 point if the response includes only one of the two criteria, and 0 points if there is no response.

D) Item 14 is related to the attempts at using language. Grant 2 points if the child imitates adult vocalization. Grant 1 point if there is doubt as to whether the vocalizations uttered by the child are related to the imitation of adult vocalizations, and 0 points if there is no response.

4. The test was stopped after 3 consecutive scores of 0.

5. The raw scores (visual, auditory and total) were obtained.

Data analysis

The results were analyzed using SPSS version 17.0 (IBM, 2009). To obtain the normalcy initial parameters, descriptive statistics were used to calculate frequency distribution, mean, standard deviation, minimum and maximum scores, and the percentiles for visual and auditory scales, as well as the total scores. The coefficients of reliability were obtained through the Pearson's Correlation.

Results

Normalcy Initial Parameters

Using the data of our sample, consisting of 200 subjects, normalcy initial parameters were obtained to measure the development of the attention process quantitatively and qualitatively in healthy babies. Tables 1, 2 and 3 show these results from 1 to 8 months of age for the visual, auditory scales and total score. The columns show the infant's age in months. For example, for a 2-month-old (2m). Percentiles are shown on the lines. If the scores were between the 25th and 75th percentiles, the attentional development was classified as *Normal*. If the score was below the 25th percentile, the attention development was considered *Deficient*. Finally, if the score was above the 75th percentile, the attention development was classified as *Accelerated Performance*.

Table 1
Normalcy Initial Parameters (visual scale).

		Visual scale							
		1m	2m	3m	4m	5m	6m	7m	8m
N		4	19	29	33	38	45	23	9
Mean		12.8	15.8	23.8	35.0	41.6	49.8	55.6	57.7
S.D.		5.6	6.4	7.0	10.1	12.3	12.9	10.0	10.8
Minimum		7	8	8	18	17	17	27	35
Maximum		20	28	40	54	63	64	64	64
<i>Percentiles</i>									
Deficient	10	7	8	15	19	24	30	38	35
	20	7	9	18	24	30	38	47	43
Normal	25	8	10	20	27	33	42	52	53
	30	9	11	21	29	34	45	53	62
	40	10	13	22	32	40	50	57	63
	50	12	15	24	36	41	54	60	63
	60	14	16	26	39	46	55	61	63
	70	17	21	28	43	52	59	62	63
Accelerated Performance	75	19	21	29	44	53	62	63	63
	80	20	23	29	44	54	62	64	63
	90	20	25	33	48	56	63	64	64
	100	20	28	40	54	63	64	64	64

Table 2
Normalcy Initial Parameters (auditory scale).

		Auditory scale							
		1m	2m	3m	4m	5m	6m	7m	8m
N		4	19	29	33	38	45	23	9
Mean		7.5	8.4	13.0	19.6	21.9	24.9	26.3	25.6
S.D.		7.0	4.0	5.5	6.0	5.9	3.8	2.3	3.3
Minimum		4	1	2	4	4	9	20	19
Maximum		18	18	22	28	28	28	28	28
<i>Percentiles</i>									
Deficient	10	4	4	4	10	13	20	22	19
	20	4	4	10	15	17	23	25	21

		Auditory scale							
		1m	2m	3m	4m	5m	6m	7m	8m
Normal	25	4	6	11	16	18	23	25	24
	30	4	6	11	17	19	24	25	26
	40	4	7	12	20	23	26	26	26
	50	4	8	13	21	24	26	28	26
	60	4	9	14	22	25	26	28	28
	70	11	10	16	24	26	28	28	28
	75	15	11	18	24	26	28	28	28
Accelerated Performance	80	18	12	18	24	26	28	28	28
	90	18	14	20	27	28	28	28	28
	100	18	18	22	28	28	28	28	28

Table 3
Normalcy Initial Parameters (total score).

		Total score							
		1m	2m	3m	4m	5m	6m	7m	8m
N		4	19	29	33	38	45	23	9
Mean		20.3	24.3	36.8	54.6	63.5	74.7	81.9	83.2
S.D.		9.6	9.3	10.1	14.4	16.9	15.1	11.8	13.8
Minimum		11	12	20	27	21	40	47	56
Maximum		32	46	62	78	89	92	92	91
<i>Percentiles</i>									
Deficient	10	11	13	22	32	38	47	61	56
	20	11	16	29	38	48	61	73	62
Normal	25	12	16	31	44	49	67	77	76
	30	13	17	31	49	52	71	80	89
	40	14	19	33	52	60	76	84	89
	50	19	24	36	55	66	79	86	90
	60	24	26	39	62	70	82	87	90
	70	28	31	43	63	79	85	90	91
	75	30	31	44	67	79	88	90	91
Accelerated Performance	80	32	33	44	70	80	89	91	91
	90	32	37	54	73	83	91	92	91
	100	32	46	62	78	89	92	92	91

Reliability Process for the EEAS

After completing the analysis of the sample's data, the instrument was tested once again on a new independent sample consisting of 35 subjects with the same characteristics as the previous one (healthy infants with not suspected risk factors of brain damage) to verify the reliability of the EEAS. This data was correlated with that of 35 subjects randomly chosen from the previous sample. Reliability coefficients were obtained using the Person's Correlation. The coefficients were .985 for the visual scale, .846 for the auditory scale, and .974 for the total score.

Distribution of frequencies

The distribution of frequencies is showed in the figures 1 and 2. The participants were grouped according to their age, but the graphics only show the total scores at 2 (Figure 1) and 7 months (Figure 2).

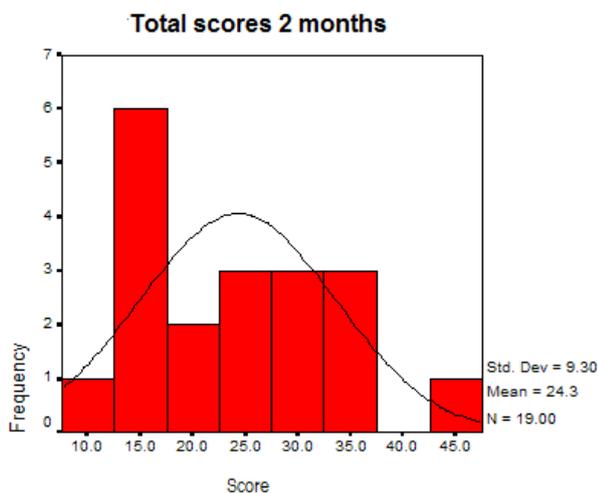


Figure 1
Total scores for 2-month-olds.

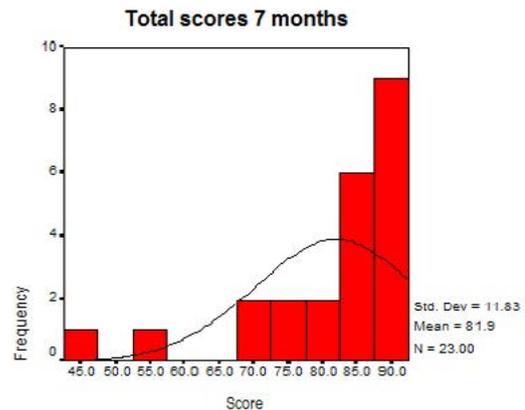


Figure 2
Total scores for 7-month-olds

Discussion

Many scales have been designed with the purpose of measuring both child's normal development or alterations, such as motor retardation, disruptive behavior, social dysfunction and cognitive delay. Although it is well known that the attentional process is involved in determining which internal and external stimuli are selected for subsequent processing (Reynolds & Romano, 2016), no scale has been proposed to measure this cognitive process specifically during infancy.

For this study, the EEAS was applied to healthy infants enrolled in the daycares of IMSS who showed no risk factors of brain damage. The institute's operating guidelines permitted to have control over some application conditions, such as all children having a complete medical examination upon admission. Feeding, rest and exposure to stimulation were regulated similarly for all participants in the daycare. However, variables related to sociocultural or family aspects, such as mother-child interaction, could not be controlled.

The participants were grouped according to their age, but not all the groups were integrated by an equal number of subjects. For example, to include more one-month-old children

was very difficult, for the infants are enrolled in the nursery only after their 45th day of birth, and the admission process is long; thus, groups of children older than two months were bigger.

Likewise, the subjects' scores are not homogeneous even when they belong to the same age group. This variability could be attributed to multiple factors that may or may not be related with the functionality of the attention system. As mentioned before, attention is a difficult process to characterize and separate from other cognitive domains, such as memory, learning or efferent mechanisms responsible for the emission of responses in the presence of a stimulus (Reynolds, 2015). As with other neurodevelopmental scales, sometimes states of irritability, drowsiness, apathy, and inadequate application conditions could affect the results. In such a case, re-executing the test is recommended.

On the other hand, frequencies of the scores appear to be distributed normally during the first months. This can be seen in the total scores of the Figure 1 for the 2-month-olds. In contrast, the distribution of scores for the 7-month-olds is asymmetric with a tendency towards high scores (Figure 2). The fact that during the first months of age the distribution tends to be normal could be attributed to the phylogenetic development of the attention process for humans. Humans are born equipped with mechanisms that allow them to determine which environmental stimuli represent a threat and which guarantee their survival. It is possible that during the first months of life these mechanisms are present primitively in all subjects, but when the stimuli that demand attention become more complex and require simultaneous activation of other neural networks, evidence of an immature attentive system appears.

Finally, the tables of percentiles herein provide an initial approximation to behavioral measure of visual and auditory attention during the first months of life. Percentiles as a statistical measure identify when a value is below

or above the norm, in this case, regarding age group. Although the sample was small, these results are useful to observe the ontogenetic development of the attention process.

Conclusions

The EEAS provides the possibility of measuring the development of attention during the first months of life.

The EEAS permits to detect delays in the development of the visual and auditory selective attention and monitor this process monthly.

Although the data presented is reliable, it is believed that further testing of the instrument with a larger number of subjects of 1 to 8 months of age is necessary to prevent false positives and to be able to generalize the results.

References

- Bayley, N. (2006). *Bayley Scales of Infant and Toddler Development*® (3rd ed.). San Antonio: Psychological Corporation. Retrieved from <http://www.pearsonclinical.com/>
- Bluma, M., Shearer, S., Forman, A., & Hilliard, J. (1995). *Portage Guide to Early Education, Manual and Checklist. Revised Edition and Guia Portage de Educacion Preescolar. Manual y Lista de Objetivos*. Edición Revisada. Cooperative Educational Service Agency.
- Carrasco, M. (2014). *Spatial Covert Attention*. Oxford Handbooks Online. doi: 10.1093/oxford-hb/9780199675111.013.004
- Clarkson, M. G., & Berg, W. K. (1983). Cardiac orienting and vowel discrimination in newborns: Crucial stimulus parameters. *Child Development*, 54(1), 162-71. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/6831983>
- Colombo, J. (2001). The development of visual attention in infancy. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 337-367. doi: 10.1146/annurev.psych.52.1.337

- Gomes, H., Molholm, S., Christodoulou, C., Ritter, W., & Cowan, N. (2000). The development of auditory attention in children. *Frontiers in Bioscience: A Journal and Virtual Library*, 5. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10702373>
- Gomes, H., Wolfson, V., & Halperin, J. M. (2007). Is there a selective relationship between language functioning and auditory attention in children? *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 29(6), 660-668. doi: 10.1080/13803390600920455
- Gutiérrez-Hernández, C., & Harmony, T. (2007). Evaluación conductual de la atención selectiva visual y auditiva en lactantes con factores perinatales de riesgo de daño cerebral. *Revista de Neuropsicología*, 2(1), 3-9. Retrieved from http://www.imbiomed.com.mx/1/1/articulos.php?method=showDetail&id_articulo=49076&id_seccion=2642&id_ejemplar=4976&id_revista=159
- IBM Corporation. (2009). IBM SPSS Statistics (17).
- Instituto Mexicano del Seguro Social. (2015). *Procedimiento para la inscripción y registro de asistencia de las niñas y niños en las guarderías de prestación indirecta*. Retrieved from <http://siag.imss.gob.mx/instalacion/siag/Guarderías/Normas/Portal/Pocedimiento.PI.PDF>
- Kushnerenko, E. V., Van den Bergh, B. R. H., & Winkler, I. (2013). Separating acoustic deviance from novelty during the first year of life: A review of event-related potential evidence. *Frontiers in Psychology*, 4, 595. doi: 10.3389/fpsyg.2013.00595
- Markant, J., & Amso, D. (2013). Selective memories: Infants' encoding is enhanced in selection via suppression. *Developmental Science*, 16, 926-940. doi: 10.1111/desc.12084
- Markant, J., & Amso, D. (2014). Leveling the playing field: Attention mitigates the effects of intelligence on memory. *Cognition*, 131, 195-204. doi: 10.1016/j.cognition.2014.01.006
- Markant, J., & Amso, D. (2016). The development of selective attention orienting is an agent of change in learning and memory efficacy. *Infancy*, 21(2), 154-176. doi: 10.1111/infa.12100
- Matas, S., Maureen de Mulvey, M., Paone, S., Segura, E., & Tapia, L. (1997). *Estimulación temprana de 0 a 36 meses* (5th ed.). Buenos Aires: Lumen-Hvmanitas.
- Morrongiello, B. A., Fenwick, K. D., Hillier, L., & Chance, G. (1994). Sound localization in newborn human infants. *Developmental Psychobiology*, 27(8), 519-538. doi: 10.1002/dev.420270805
- Petersen, S., & Posner, M. (2012). The attention system of the human brain: 20 years after. *Annual Review of Neuroscience*, 35(1), 73-89. doi: 10.1146/annurev-neuro-062111-150525
- Posner, M. I., & Petersen, S. E. (1990). The attention system of the human brain. *Annual Review of Neuroscience*, 13, 25-42. Retrieved from http://cns-web.bu.edu/Profiles/Mingolla.html/cnsftp/cn730-2007-pdf/posner_petersen90.pdf
- Posner, M. I., Rothbart, M. K., Sheese, B. E., & Voelker, P. (2014). Developing attention: Behavioral and brain mechanisms. *Advances in Neuroscience (Hindawi)*, 2014, 1-9. doi: 10.1155/2014/405094
- Reynolds, G. D. (2015). Infant visual attention and object recognition. *Behavioural Brain Research*, 285, 34-43. doi: 10.1016/j.bbr.2015.01.015
- Reynolds, G. D., & Romano, A. C. (2016). The development of attention systems and working memory in infancy. *Frontiers in Systems Neuroscience*, 10, 15. doi: 10.3389/fnsys.2016.00015
- Richards, J. E., & Casey, B. J. (1991). Heart rate variability during attention phases in young infants. *Psychophysiology*, 28(1), 43-53. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/1886963>
- Richards, J. E., Reynolds, G. D., & Courage, M. L. (2010). The neural bases of infant attention. *Current Directions in Psychological Science*, 19(1), 41-46. doi: 10.1177/0963721409360003
- Ross-Sheehy, S., Oakes, L. M., & Luck, S. J. (2011). Exogenous attention influences visual short-term memory in infants. *Developmental Science*, 14(3), 490-501. doi: 10.1111/j.1467-7687.2010.00992.x
- Salapatek, P., Aslin, R. N., Simonson, J., & Pulos, E. (1980). Infant saccadic eye movements to visible and previously visible targets. *Child Development*, 51(4), 1090. doi: 10.2307/1129548
- Sánchez-Pérez, M., Benavides-González, H., & Mandujano-Valdés, M. (2007). *Valoración neuroconduc-*

Visual Scale	Age (Months)							Notes
	2	3	4	5	6	7	8	
7 Eyes following a moving card from right to left and vice versa								
8 Looking at a ring for 3 seconds (at the midline)								
9 Seeing himself or herself in a mirror (20 centimeters at the midline).								
10 Eyes fixating on one of two different cards								
11 Tracking the movement of cards increasing in distance (45-90 cm)								
12 Eyes following a ring (horizontal path)								
13 Eyes following a ring (vertical excursion path)								
14 Eyes following a ring (circular path)								
15 Tracking the movement of a card from right to left (full turn head)								
16 Tracking the movement of a card up-down (fully flexing and extending the neck)								
17 Observation of a small cube for 3 seconds.								
18 Observing, grasping and manipulating a ring								
19 Observing, grasping and manipulating a swinging ring								
20 Visually tracking and grasping a rod								
21 Eyes following a ball rolling across a table, trying to take it								
22 Looking at a small plastic piece.								
23 Observing and approaching to his or her image in the mirror								
24 Following the fall of a balloon								
25 Reaching cubes placed on a table								
26 Finding a hidden ball								
27 Observing and manipulating a rope attached to a ring								
28 Searching hidden familiar face-								
29 Smiling at and touching a mirror								
30 Using eye-hand coordination to take a sugar pellet								
31 Taking objects and hitting a table with them								
32 Retaining two cubes simultaneously for 3 seconds								

Appendix 3. Auditory scale

Auditory Scale		Age (Months)							Notes	
		2	3	4	5	6	7	8		
1	Responds to hearing the voice of an adult									
2	Responds to the sound of a bell									
3	Responds to a bell at their right									
4	Responds to a bell at their left									
5	Responds to human voice by turning his or her head									
6	Responds to the sound of a bell by turning his or her head									
7	Responds to hearing his or her name									
8	Responds to human voice by locating the source									
9	Discriminates between a bell and a rattle									
10	Responds to the sound of a rattle played by himself or herself									
11	Tracks the sound of a bell coming from top to down by flexing and extending his or her neck									
12	Tracks the sound of a bell coming from his right to his left by turning his or her head									
13	Moves his or her eyes or head to search for the sound of a bell									
14	Vocalizes while an adult speaks to him or her									
0	No Response	1			In Process			2		Satisfactory Response