

International Journal of Clinical and
Health Psychology

ISSN: 1697-2600

jcsierra@ugr.es

Asociación Española de Psicología
Conductual
España

Ivanova, Masha Y.; Achenbach, Thomas M.; Rescorla, Leslie A.; Turner, Lori V.; Árnadóttir, Hervör
Alma; Au, Alma; Caldas, J. Carlos; Chaalal, Nebia; Chen, Yi-Chuen; da Rocha, Marina M.; Decoster,
Jeroen; J. Fontaine, Johnny R.; Funabiki, Yasuko; Guðmundsson, Halldór S.; Ah Kim, Young; Leung,
Patrick; Liu, Jianghong; Malykh, Sergey; Markovi, Jasminka; Ja Oh, Kyung; Petot, Jean-Michel;
Samaniego, Virginia C.; Ferreira de Mattos Silveiras, Edwiges; Šimulionien, Roma; Šobot, Valentina;
Sokoli, Elvisa; Sun, Guiju; Talcott, Joel B.; Vázquez, Natalia; Zaspá, Ewa

Syndromes of collateral-reported psychopathology for ages 18-59 in 18 Societies
International Journal of Clinical and Health Psychology, vol. 15, núm. 1, enero-abril, 2015, pp. 18-28

Asociación Española de Psicología Conductual
Granada, España

Available in: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33732958003>

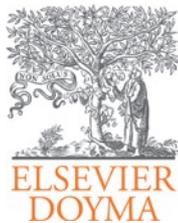
- How to cite
- Complete issue
- More information about this article
- Journal's homepage in redalyc.org

redalyc.org

Scientific Information System

Network of Scientific Journals from Latin America, the Caribbean, Spain and Portugal

Non-profit academic project, developed under the open access initiative



International Journal of Clinical and Health Psychology

www.elsevier.es/ijchp



ARTÍCULO ORIGINAL

Syndromes of collateral-reported psychopathology for ages 18-59 in 18 Societies

Masha Y. Ivanova^{a,*}, Thomas M. Achenbach^a, Leslie A. Rescorla^b, Lori V. Turner^a,
Hervör Alma Árnadóttir^c, Alma Au^d, J. Carlos Caldas^e, Nebia Chaalal^f, Yi-Chuen Chen^g,
Marina M. da Rocha^h, Jeroen Decosterⁱ, Johnny R. J. Fontaineⁱ, Yasuko Funabiki^j,
Halldór S. Guðmundsson^c, Young Ah Kim^k, Patrick Leung^l, Jianghong Liu^{ll},
Sergey Malykh^m, Jasminka Markovićⁿ, Kyung Ja Oh^o, Jean-Michel Petot^f,
Virginia C. Samaniego^p, Edwiges Ferreira de Mattos Silveiras^h,
Roma Šimulionienė^q, Valentina Šobotⁿ, Elvisa Sokolić^r, Guiju Sun^s, Joel B. Talcott^t,
Natalia Vázquez^p, Ewa Zasępa^u

^aUniversity of Vermont, Estados Unidos

^bBryn Mawr College, Estados Unidos

^cUniversity of Iceland, Islandia

^dHong Kong Polytechnic University, China

^eInstituto Superior de Ciências da Saúde - Norte, Portugal

^fUniversité de Paris Ouest, Francia

^gNational Chung Cheng University, Taiwán

^hUniversidade Paulista (Unip), Brasil

ⁱGhent University, Bélgica

^jKyoto University Hospital, Japón

^kHuno Inc., Corea

^lThe Chinese University of Hong Kong, China

^{ll}University of Pennsylvania, Estados Unidos

^mPsychological Institute of the Russian Academy of Education, Rusia

ⁿUniversity of Novi Sad, Serbia

^oYonsei University, Corea del Sur

^pPontificia Universidad Católica Argentina, Argentina

^qKlaipeda University, Lituania

^rUniversity of Tirana, Albania

^sSoutheast University, China

^tAston University, Reino Unido

^uThe Maria Grzegorzewska Academy of Special Education, Polonia

Recibido el 12 de abril de 2014; aceptado el 17 de Junio de 2014

*Correspondencia con el autor: South Prospect Street, Burlington, VT 05401, Estados Unidos.
Dirección correo electrónico: masha.ivanova@uvm.edu (M.Y. Ivanova)

PALABRAS CLAVE

Informes de allegados; multicultural; internacional; adult Behavior Checklist; estudio descriptivo mediante encuestas.

Síndromes psicopatológicos informados por personas allegadas a adultos de 18 a 59 años en 18 sociedades

Resumen El objetivo del presente estudio fue avanzar en la metodología clínica y de investigación relativa a la evaluación psicopatológica poniendo a prueba la generalización internacional de un modelo de ocho síndromes derivado de evaluaciones de personas allegadas a adultos sobre los problemas emocionales, sociales y de pensamiento y conducta de dichos adultos. Informantes allegados a los adultos calificaron a 8.582 residentes de 18 países con edades comprendidas entre 18 y 59 años con el *Adult Behavior Checklist* (ABCL). Mediante un análisis factorial confirmatorio se examinó el ajuste del modelo de ocho síndromes a las puntuaciones provenientes de cada país. El índice primario de ajuste del modelo (RMSEA) mostró un buen ajuste del modelo en todos los países, mientras que índices secundarios (Comparative Fit Index Tucker-Lewis Index) mostraron un ajuste de aceptable a bueno en 17 países. Se obtuvieron cargas factoriales robustas para los distintos países e ítems. De los 5.007 parámetros estimados, cuatro (0,08 %) se encontraban fuera de rango. No obstante, los intervalos de confianza del 95% comprendían el espacio admisible, indicando que la desviación de los cuatro parámetros podría deberse a fluctuaciones en el muestreo. Los hallazgos coinciden con la evidencia previa existente sobre la generalización del modelo de ocho síndromes obtenida de autoinformes realizados en 28 sociedades. Además, los resultados indican que el modelo es adecuado para operacionalizar fenotipos de la psicopatología del adulto a partir de evaluaciones de múltiples informantes en diversas sociedades.

© 2014 Asociación Española de Psicología Conductual. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

KEYWORDS

Collateral reports; Multicultural; International; Adult Behavior Checklist; Descriptive survey study.

Abstract The purpose was to advance research and clinical methodology for assessing psychopathology by testing the international generalizability of an 8-syndrome model derived from collateral ratings of adult behavioral, emotional, social, and thought problems. Collateral informants rated 8,582 18-59-year-old residents of 18 societies on the Adult Behavior Checklist (ABCL). Confirmatory factor analyses tested the fit of the 8-syndrome model to ratings from each society. The primary model fit index (Root Mean Square Error of Approximation) showed good model fit for all societies, while secondary indices (Tucker Lewis Index, Comparative Fit Index) showed acceptable to good fit for 17 societies. Factor loadings were robust across societies and items. Of the 5,007 estimated parameters, 4 (0.08 %) were outside the admissible parameter space, but 95 % confidence intervals included the admissible space, indicating that the 4 deviant parameters could be due to sampling fluctuations. The findings are consistent with previous evidence for the generalizability of the 8-syndrome model in self-ratings from 28 societies, and support the 8-syndrome model for operationalizing phenotypes of adult psychopathology from multi-informant ratings in diverse societies.

© 2014 Asociación Española de Psicología Conductual. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

La globalización es un tema muy presente en la época actual. Las comunidades del mundo se vuelven cada vez más diversas conforme van cambiando las fronteras tradicionales entre las sociedades. Los profesionales de la salud mental necesitan un número cada vez mayor de constructos clínicos y métodos para operacionalizar dichos constructos que se puedan utilizar con personas de orígenes muy distintos.

Uno de los enfoques adoptados consiste en definir constructos a partir de los conocimientos y opiniones de expertos, tal y como ocurre con el Manual Diagnóstico y Estadístico (*Diagnostic and Statistical Manual*, DSM) de la Asociación Estadounidense de Psiquiatría (American Psychiatric Association, APA, 2013) y la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE, ICD en inglés de la Organización Mundial de la Salud (World Health Organization, WHO, 2010)). Un segundo enfoque es desarrollar constructos a

partir de análisis estadísticos de problemas observados en determinadas muestras de personas. Este método se puede aplicar a distintos tipos de datos, entre los que se incluyen las evaluaciones realizadas por expertos de los problemas de personas concretas. Un ejemplo con bastante antigüedad es el análisis factorial realizado por Wittenborn (1951) de las valoraciones realizadas por psiquiatras y enfermeros de pacientes estadounidenses ingresados con arreglo a 55 síntomas, que dio lugar a los nueve síndromes que se asemejaban a constructos diagnósticos en esa época.

El enfoque estadístico también se puede aplicar a problemas señalados por los propios pacientes. Por ejemplo, mediante un análisis factorial exploratorio (AFE), Goekoop et al. (1992) derivaron cinco factores de los informes resultantes de entrevistas realizadas a 192 pacientes ambulatorios holandeses respecto de 64 ítems de la *Comprehensive Psychopathological Rating Scale* o escala de valoración psi-

copatológica global (Asberg, Montgomery, Perris, Schalling y Sedvall, 1978). En un estudio realizado con 91 pacientes británicos con síndrome de Tourette, el AFE de 11 medidas de autoinforme sobre personalidad y psicopatología reveló factores relativos a la obsesión y la ansiedad/depresión (Eapen, Fox-Hiley, Banerjee y Robertson, 2004).

El enfoque estadístico se ha utilizado para derivar constructos de síndromes a partir de un amplio espectro de problemas evaluados mediante el *Adult Self-Report* (ASR), un cuestionario diseñado para realizar evaluaciones de adultos de 18 a 59 años de edad con fines clínicos, de investigación y epidemiológicos (Achenbach y Rescorla, 2003). El ASR consta de 120 ítems que describen determinados tipos de problemas emocionales, sociales, de pensamiento y de conducta. Los encuestados que sepan leer y escribir pueden completar el cuestionario en unos quince minutos, aunque el ASR también puede ser administrado por entrevistadores sin formación específica. La puntuación de los ítems oscila entre 0 = *no es cierto*, 1 = *algo o a veces cierto*, y 2 = *muy cierto o a menudo cierto* con arreglo a los últimos seis meses. Cada ítem cumple al menos uno de los siguientes criterios: (a) distinguir de forma significativa entre personas derivadas a los servicios de salud mental o atención a la drogodependencia y personas con características demográficas similares no derivadas a dichos servicios; (b) ser coherente con una o más de las categorías diagnósticas del DSM según expertos internacionales; (c) presentar cargas significativas al menos en uno de los ocho síndromes extraídos mediante análisis factoriales exploratorios y confirmatorios de autoinformes realizados por 2.968 adultos estadounidenses de 18 a 59 años derivados y no derivados a los servicios mencionados más arriba (Achenbach y Rescorla, 2003). Los síndromes reciben el nombre de Ansiedad/Depresión, Retraimiento, Somatización, Problemas de Pensamiento, Problemas de Atención, Conducta Agresiva, Conducta Desobediente y Búsqueda de Atención. Según análisis factoriales de segundo orden, los tres primeros síndromes se agrupan en una escala de banda ancha de problemas de tipo internalizante, mientras que los tres últimos se agrupan en una escala de problemas de tipo externalizante.

Las escalas de los síndromes derivados del ASR han obtenido correlaciones significativas con las escalas del Cuestionario de 90 Síntomas Revisado (*Symptom Checklist-90-Revised*; Derogatis, 1994) en una muestra clínica estadounidense. Además, la mayoría de dichas escalas ha mostrado correlaciones significativas con las escalas del Inventario Multifásico de Personalidad de Minnesota (MMPI) en una muestra no clínica turca (Achenbach y Rescorla, 2003). La utilización del ASR se ha documentado en más de 100 estudios publicados (Bérubé y Achenbach, 2014).

Más allá de los autoinformes

La evaluación de la psicopatología en adultos suele basarse en datos proporcionados principalmente por el sujeto evaluado. No obstante, es posible que los informes realizados por otras personas no coincidan con los autoinformes. Por ejemplo, Meyer et al. (2001) obtuvieron un índice kappa medio de sólo 0,18 entre diagnósticos realizados únicamente a partir de autoinformes de adultos y diagnósticos basados

en informes de personas allegadas. Estos autores también observaron que el 70% de los diagnósticos de trastornos de la personalidad basados en entrevistas clínicas con pacientes adultos resultaban erróneos cuando se comparaban con los diagnósticos realizados a partir de fuentes de datos múltiples. Además, también en el caso de adultos, algunos meta-análisis han obtenido correlaciones medias entre los resultados de autoinformes y de informes realizados por otras personas de sólo 0,43 para los problemas de tipo internalizante (ansiedad, depresión, etc.) y de 0,44 para los problemas de tipo externalizante (agresión, mentiras, etc.) (Achenbach, Krukowski, Dumenci e Ivanova, 2005).

Uno de los métodos con los que se ha pretendido superar las limitaciones de los instrumentos basados en autoinformes es la utilización de escalas de validez para corregir los autoinformes que puedan inducir a error. No obstante, en varias revisiones se ha concluido que las escalas de validez no mejoran la validez de los resultados (p. ej., Archer, Fontaine y McCrae, 1998; Barthlow, Graham, Ben-Porath, Tellegen y McNulty, 2002; McGrath, Mitchell, Kim y Hough, 2010). Los autores de un estudio transcultural en el que se observó que las escalas de validez reducían la validez concluyeron que los enfoques multimétodo son superiores a las escalas de validez, ya que “la mejor prueba de validez de un protocolo y la mejor alternativa frente al uso de escalas de validez es comparar las puntuaciones de los autoinformes con evaluaciones independientes”, es decir, informes de personas allegadas a los sujetos evaluados (Piedmont, McCrae, Riemann y Angleitner, 2000, p. 590). Aunque a menudo se utilizan métodos normalizados basados en informantes múltiples para evaluar la psicopatología en poblaciones infantiles (De Los Reyes, Thomas, Goodman y Kundey, 2013), es posible que dichos métodos también contribuyan a mejorar la evaluación de la psicopatología en adultos (De Los Reyes, Bunnell y Beidel, 2013).

Una manera de avanzar en la evaluación de la psicopatología en adultos a través de evaluaciones realizadas por múltiples informantes es desarrollar instrumentos para obtener informes de personas allegadas en paralelo a los instrumentos basados en autoinformes. En este sentido, se desarrolló el *Adult Behavior Checklist* (ABCL, un inventario sobre el comportamiento de adultos) con la intención de que lo completaran personas allegadas a los sujetos para evaluar la mayoría de los problemas que abarca el ASR. En el ABCL se incluyen versiones paralelas de 115 de los 120 ítems del ASR y se omiten ítems que es improbable que un informante pueda calificar (p. ej., “palpitaciones”). El ABCL también contiene tres ítems que es improbable que un sujeto mencione en un autoinforme (p. ej., “mira fijamente con expresión vacía”). Al igual que los ítems del ASR, los del ABCL se responden eligiendo una puntuación de 0 a 2 con arreglo a los últimos seis meses. Los análisis factoriales exploratorios y confirmatorios de las respuestas al ABCL de personas allegadas a 1.660 adultos estadounidenses derivados y no derivados de edades entre 18 y 59 años revelaron la existencia de síndromes que coinciden con los ocho síndromes extraídos de los autoinformes del ASR (Achenbach y Rescorla, 2003). Las personas allegadas eran cónyuges o compañeros sentimentales, familiares y amigos de los sujetos evaluados. Se obtuvieron correlaciones entre las puntuaciones del ASR y del ABCL de 0,43 para los problemas internalizantes y 0,44 para los problemas externalizantes, similares a las correla-

ciones medias entre distintos informantes observadas en los meta-análisis de un gran número de instrumentos en muchos estudios (Achenbach et al., 2005).

Evaluar síndromes en otras sociedades

Existen muchas razones por las que no se puede suponer que los instrumentos de evaluación desarrollados en una sociedad son aplicables a otras sociedades. Por ejemplo, existen factores genéticos que afectan a la variabilidad conductual y pueden variar entre unas sociedades y otras (Way y Lieberman, 2010). Además, determinadas sociedades pueden fomentar o desalentar distintas conductas, dando lugar a grupos de conductas diferentes entre distintas sociedades (Weisz, Weiss, Suwanlert y Chaiyasit, 2006).

Para poder evaluar la aplicabilidad de los instrumentos de evaluación a sociedades distintas de aquéllas donde se desarrollaron, es necesario utilizar dichos instrumentos para evaluar a grandes muestras de dichas sociedades. Para estudiar hasta qué punto las evaluaciones de problemas en otras sociedades se ajustan a modelos de síndromes concretos, se deberían aplicar análisis factoriales confirmatorios (AFC) a las puntuaciones obtenidas en cada sociedad. AFC de los autoinformes del ASR realizados por 17.152 adultos de 18 a 59 años en 29 sociedades distintas indican que el modelo de ocho síndromes es adecuado en todas esas sociedades (Ivanova et al., en prensa). No obstante, no se conoce ningún estudio publicado en el que se hayan puesto a prueba síndromes psicopatológicos en adultos derivados estadísticamente de evaluaciones realizadas por personas allegadas en distintas sociedades al mismo tiempo.

Aunque los análisis factoriales exploratorios (AFE) de los resultados del NEO-PI-R (Costa y McCrae, 1992) realizado por personas allegadas en distintas sociedades se centran en dimensiones de la personalidad en vez de en la psicopatología, dichos análisis pueden ser instructivos. El NEO-PI-R es un cuestionario de 240 ítems diseñado para evaluar dimensiones de la personalidad denominadas Neuroticismo, Extraversión, Apertura a la experiencia, Amabilidad y Responsabilidad. McCrae, Terracciano y 78 miembros del proyecto *Personality Profiles of Cultures* sobre perfiles de personalidad de las culturas (2005) realizaron análisis factoriales exploratorios de las puntuaciones de personas allegadas en el NEO-PI-R sobre 11.985 adultos de 18 a 59 años. Se obtuvieron datos en 50 sociedades representativas de una amplia gama de regiones del mundo. Los resultados indicaron que los cinco factores de personalidad del NEO-PI-R eran adecuados en todas las sociedades evaluadas, aunque en menor grado en el caso de las cinco sociedades africanas.

Objetivo del presente estudio

Distintos estudios indican que los informes de personas allegadas proporcionan información importante acerca de la psicopatología en adultos que va más allá de la que facilitan los autoinformes. El ABCL se desarrolló para obtener las respuestas de informantes acerca de la mayoría de los problemas evaluados por autoinforme en el ASR. Análisis factoriales del ABCL y el ASR en muestras estadounidenses indican la existencia de ocho síndromes similares que permiten a inves-

tigadores y profesionales clínicos comparar rigurosamente los informes de personas allegadas con los autoinformes. Los análisis factoriales confirmatorios de las puntuaciones de sujetos en el ASR en 29 sociedades apoyan el modelo de ocho síndromes en los autoinformes, aunque es necesario poner a prueba la posibilidad de generalizar los síndromes derivados de los resultados del ABCL a múltiples sociedades. El objetivo del presente estudio fue analizar si el modelo de ocho síndromes del ABCL recibía el respaldo de las puntuaciones de adultos realizadas por personas allegadas en sociedades muy distintas a la estadounidense. Los resultados del análisis factorial confirmatorio de los autoinformes del ASR parecen indicar que los informes de personas allegadas en el ABCL también apoyarían el modelo de ocho síndromes.

Método

Muestras

En total, 8.582 participantes de las 18 muestras descritas en la Tabla 1 completaron el ABCL. Se les instruyó para que completaran el ABCL acerca de alguna persona de 18 a 59 años que conocían bien. Se completó el ABCL sobre 8.582 adultos distintos, es decir, ningún adulto fue evaluado por más de un informante. Las muestras fueron obtenidas por investigadores de cada país, que aplicaron procedimientos para la protección de los participantes en la investigación en sus respectivas instituciones. El tamaño de la muestra osciló entre 282 participantes en el caso de Polonia y 1.000 participantes en el caso de Japón, con una media de 477 participantes. El 46% de los sujetos evaluados eran varones. Aplicando las instrucciones para obtener las puntuaciones en el ABCL (Achenbach y Rescorla, 2003), se excluyeron de los análisis los cuestionarios con ocho o más ítems sin contestar. Los cuestionarios excluidos representaron el 0,81% de la muestra total del ABCL (desde el 0% en Albania, Argelia, Argentina, Corea, Flandes, Francia, Japón, Lituania, Portugal, Serbia y Taiwán hasta el 8,8% en Islandia).

Modelo puesto a prueba

Cada uno de los 93 ítems con cargas factoriales significativas se asignó a un único factor. Para cada factor, se especificó el primer ítem como ítem de medida (es decir, la escala del factor latente se ajusta a la escala de dicho ítem). Todos los factores latentes se modelaron como factores de primer orden correlacionados, sin especificar relaciones jerárquicas entre factores. El ítem 37 (*Se pelea mucho*) se omitió en Taiwán, porque no recibió ninguna respuesta afirmativa. En Japón, cuatro ítems que evaluaban conductas ilegales fueron eliminados porque en el caso de obtener una respuesta afirmativa el investigador habría tenido la obligación de avisar a la policía (6. *Toma drogas (aparte del alcohol o el tabaco) sin fines médicos*; 57. *Ataca físicamente a las personas*; 82. *Roba*; y 92. *Hace cosas que pueden traerle problemas con la ley*).

Análisis de datos

El modelo de ocho factores correlacionados se puso a prueba por separado en cada sociedad de acuerdo con los pro-

Tabla 1 Muestras utilizadas para el análisis factorial confirmatorio.

| Sociedad | Referencia | N | Rango de edad de los sujetos evaluados | % de varones entre sujetos evaluados | Muestra |
|-----------------|--|-------|--|--------------------------------------|--|
| 1. Albania | Sokoli (2012) ^a | 750 | 18-59 | 50 | Muestra nacional representativa. |
| 2. Argelia | Chaalal (2012) ^a | 300 | 18-59 | 66 | Muestra comunitaria. |
| 3. Argentina | Samaniego y Vázquez (2012) | 679 | 18-59 | 48 | Muestra regional, con sujetos estratificados por nivel educativo para ser representativos del área metropolitana de Buenos Aires. |
| 4. Brasil | Silvares et al. ^a (2012) | 679 | 18-59 | 40 | Muestra nacional, con sujetos estratificados por región, edad, género y nivel socioeconómico para ser representativos de la población metropolitana brasileña. |
| 5. China | Liu (2012) ^a | 515 | 18-59 | 43 | Muestras regionales obtenidas de regiones de China continental. |
| 6. Corea | Oh y Kim (2011) | 299 | 21-59 | 49 | Muestra nacional representativa de sujetos extraídos al azar de un registro nacional, estratificados por edad, género y nivel educativo. |
| 7. Flandes | Decoster y Fontaine (2012) ^a | 737 | 18-59 | 50 | Muestra regional, con sujetos estratificados por región, género, edad y nivel educativo para ser representativos de Flandes. |
| 8. Francia | Petot et al. (in press) | 395 | 18-59 | 51 | Muestra comunitaria. |
| 9. Hong Kong | Au y Leung (2012) ^a | 330 | 18-59 | 40 | Muestra comunitaria, con sujetos estratificados por edad y género para ser representativos de la población de Hong Kong. |
| 10. Islandia | Guðmundsson y Árnadóttir (2012) ^a | 299 | 18-59 | 46 | Muestra nacional representativa de sujetos extraídos al azar de un registro nacional. |
| 11. Japón | Funabiki (2012) ^a | 1,000 | 18-59 | 47 | Muestras de regiones múltiples reclutadas por una empresa de investigación. |
| 12. Lituania | Šimulionienė et al. (2010) | 573 | 18-59 | 48 | Muestra nacional representativa de sujetos extraídos al azar de un registro nacional, estratificados por género, edad y nivel educativo. |
| 13. Polonia | Zasępa (2012) | 282 | 18-59 | 39 | Muestra nacional, con sujetos estratificados por edad, género, lugar de residencia y nivel educativo para ser representativos de la población nacional. |
| 14. Portugal | Caldas (2012) ^a | 397 | 18-59 | 49 | Muestra regional, con sujetos estratificados por edad y género para ser representativos de la población nacional. |
| 15. Reino Unido | Talcott et al. (2012) ^a | 299 | 18-59 | 42 | Muestra comunitaria. |
| 16. Rusia | Malykh (2012) ^a | 436 | 18-55 | 33 | Conocidos de estudiantes universitarios. |
| 17. Serbia | Markovic (2012) ^a | 312 | 18-59 | 43 | Muestra representativa de sujetos residentes en el área metropolitana de Novi Sad, extraídos al azar de un registro poblacional y estratificados por edad. |
| 18. Taiwán | Chen (2012) ^a | 300 | 18-59 | 50 | Muestra nacional, con sujetos estratificados por región, género y edad para ser representativos de la población nacional. |

Nota. ^aDatos en bruto sin publicar.

cedimientos analíticos establecidos por Achenbach y Rescorla (2003). Todas las puntuaciones de los ítems se transformaron de 0-1-2 en 0 frente a 1 o 2 y se calcularon

correlaciones tetracóricas a partir de dichas puntuaciones. Para explicar la distribución no normal de las puntuaciones, se utilizó el estimador robusto WLSMV (Muthén y Muthén,

2012), que implica calcular estimaciones de parámetros de mínimos cuadrados ponderados utilizando una matriz diagonal de pesos con errores típicos y el estadístico chi cuadrado ajustado por la media y la varianza.

Se seleccionó el error medio cuadrático de aproximación (RMSEA) como índice primario de ajuste del modelo porque fue el índice con los mejores resultados según el WLSMV (Yu y Muthén, 2002). Yu y Muthén (2002) observaron que valores de RMSEA por debajo de 0,05-0,06 indicaban un buen ajuste del modelo para variables categóricas ordinales en un estudio de simulación. También se computaron el índice de ajuste comparativo (CFI; Bentler, 1990) y el índice de Tucker-Lewis (TLI; Tucker y Lewis, 1973), pero se consideró que sus resultados eran inferiores a los del RMSEA. No se utilizaron otros índices de ajuste del modelo generados por Mplus para análisis factoriales comparativos con el WLSMV (SRMR, WRMR, etc.) porque Yu y Muthén (2002) comprobaron que sus resultados no eran tan fiables como los del RMSEA, el CFI y el TLI con variables binarias o variables categóricas ordinales. A partir de los resultados de un estudio de simulación realizado con tres factores de cinco ítems, Hu y Bentler (1999) propusieron que se debería interpretar que valores de CFI y TLI superiores a 0,95 indican un buen ajuste del modelo. Sin embargo, Marsh, Hau y Wen (2004) argumentaron que el umbral de Hu y Bentler era demasiado estricto para modelos complejos. Dado que el modelo utilizado en el presente estudio era mucho más complejo que el de Hu y Bentler, se adoptaron criterios menos estrictos según los cuales valores entre 0,80 y 0,90 indican un ajuste aceptable del modelo y valores iguales o superiores a 0,90 indican un buen ajuste del modelo.

Resultados

El modelo de ocho factores correlacionados mostró convergencia en todas las muestras. Los valores del RMSEA se situaron entre 0,016 (China e Islandia) y 0,029 (Albania y Lituania), indicando un buen ajuste en todas las sociedades (Tabla 2). Se obtuvieron valores de RMSEA iguales a 0,021, 0,025 y 0,027 en los percentiles 25, 50 y 75, respectivamente. Los valores del CFI rondaron entre 0,775 en Portugal y 0,955 en Islandia. Los valores del TLI fueron similares a los del CFI en las distintas sociedades, situándose entre 0,768 en Portugal y 0,954 en Islandia. Los valores del CFI y el TLI indicaron un buen ajuste del modelo en todas las sociedades excepto Portugal y Argelia.

Los 93 ítems evaluados presentaron cargas significativas en sus respectivos factores en diez sociedades. Como se observa en la Tabla 2, 17 cargas de ítems no fueron significativas (una en Albania e Islandia, dos en China, Francia, Lituania y Taiwán, tres en Portugal y cuatro en Argelia). Las 17 cargas no significativas representaron el 1,01% de las 1.669 cargas factoriales analizadas (92 en Taiwán y 89 en Japón, además de 93 en las 16 sociedades restantes).

La Tabla 2 presenta las medianas y los rangos de las cargas factoriales en cada sociedad. Las cargas factoriales medianas se situaron entre 0,53 (Argelia) y 0,79 (Japón), con una mediana general de 0,70. La Tabla 2 también presenta las medianas y los rangos para las correlaciones entre los factores latentes en las 18 sociedades. La mediana de las correlaciones entre los factores latentes se situó entre

0,55 en la muestra argentina y 0,78 en la muestra albanesa, con una mediana general de 0,66.

La Tabla 3 presenta las medias, medianas, desviaciones típicas y los rangos de las cargas factoriales de cada ítem y de los ítems correspondientes a cada síndrome en las 18 sociedades. En cada ítem, la carga factorial mediana entre sociedades osciló entre 0,49 (ítem 121. *Llega tarde a las citas*) y 0,87 (ítem 54. *Se siente cansado sin motivo*), con una mediana general de 0,71. En los ítems de cada síndrome, las cargas medianas rondaron entre 0,65 (Problemas de Atención) y 0,74 (Problemas de Pensamiento).

En el caso de cuatro sociedades, un ítem obtuvo un residual negativo, indicando que no estaba bien especificado (el ítem 56c. *Náuseas* en Islandia, el ítem 104. *Habla demasiado alto* en Japón, el ítem 91. *Habla de suicidarse* en Serbia y el ítem 40. *Oye sonidos o voces que no están allí (describir)* en el Reino Unido). Dado que los intervalos de confianza del 95% de los cuatro parámetros comprendían el espacio paramétrico admisible, el problema de especificación podría deberse a fluctuaciones en el muestreo (Chen, Bollen, Paxton, Curran y Kirby, 2001). Estos cuatro parámetros fuera de rango sólo representaron el 0,08 % de los 5.007 parámetros estimados (93 umbrales, cargas de ítems y residuales para 16 sociedades, 92 umbrales, cargas de ítems y residuales para Taiwán y 89 umbrales, cargas de ítems y residuales para Japón).

Discusión/conclusiones

El ABCL se creó para satisfacer la necesidad de evaluaciones de la psicopatología en adultos realizadas por informantes múltiples en las que se obtengan puntuaciones en los mismos constructos clínicos evaluados por las personas que son objeto de la evaluación. Dado que no se puede suponer que los hallazgos obtenidos en la sociedad donde se desarrolló un instrumento se pueden generalizar a otras sociedades sin pruebas empíricas, los instrumentos y constructos se deberían probar empíricamente en distintas sociedades. Cuando más diversas son las sociedades en las que los constructos de un instrumento demuestran ser adecuados, mayor confianza se puede tener en su generalización. En el presente estudio se utilizaron análisis factoriales confirmatorios para poner a prueba el modelo de ocho síndromes del ABCL en 18 sociedades de regiones tan distintas como África, Asia, Sudamérica y Europa Oriental, Septentrional y Occidental.

Se observó que el modelo de ocho síndromes derivado de las puntuaciones en el ABCL por parte de personas allegadas fue respaldado por valores de RMSEA entre 0,016 en China e Islandia y 0,029 en Albania y Lituania. El pequeño tamaño de los valores de RMSEA indicó un ajuste muy bueno para el modelo de ocho síndromes en las 18 sociedades en las que el ABCL fue completado por personas allegadas a las personas evaluadas. Los índices de ajuste secundarios indicaron un ajuste entre aceptable y bueno en todas las sociedades excepto Argelia y Portugal. De las 1.669 cargas factoriales que se analizaron, la carga mediana fue 0,71, y sólo 17 cargas (el 1,01%) no fueron significativas. De los 5.007 parámetros estimados, cuatro (0,08%) estaban fuera de rango, pero los intervalos de confianza del 95% incluían el rango admisible para los cuatro. Por lo tanto, los hallaz-

Tabla 2 Resultados del análisis factorial confirmatorio.

| Sociedad | N | RMSEA | CFI | TLI | Ítems con cargas no significativas | Ítems insuficientemente identificados empíricamente | Mediana de las cargas de los factores (rango) | Mediana de las correlaciones entre factores (rango) |
|-------------|------|-------|-------|-------|------------------------------------|---|---|---|
| Albania | 750 | 0,029 | 0,939 | 0,938 | 76 | | 0,73 (0,01-0,95) | 0,78(0,48-0,96) |
| Argelia | 300 | 0,026 | 0,795 | 0,789 | 11, 19, 40, 52 | | 0,53 (0,11-0,85) | 0,61(0,15-0,94) |
| Argentina | 679 | 0,027 | 0,861 | 0,857 | | | 0,65 (0,28-0,96) | 0,55(0,20-0,79) |
| Brasil | 679 | 0,026 | 0,909 | 0,906 | | | 0,69 (0,34-0,91) | 0,65(0,16-0,81) |
| China | 515 | 0,016 | 0,926 | 0,924 | 18, 82 | | 0,67(0,07-0,88) | 0,74(0,52-0,93) |
| Corea | 299 | 0,022 | 0,937 | 0,936 | | | 0,74 (0,39-0,91) | 0,67(0,30-0,88) |
| Flandes | 737 | 0,024 | 0,899 | 0,896 | | | 0,68 (0,16-0,90) | 0,59(0,28-0,82) |
| Francia | 395 | 0,026 | 0,876 | 0,872 | 56d, 94 | | 0,68 (0,11-0,93) | 0,58(0,18-0,77) |
| Hong Kong | 330 | 0,022 | 0,917 | 0,914 | | | 0,72 (0,39-0,99) | 0,74(0,48-0,90) |
| Islandia | 299 | 0,016 | 0,955 | 0,954 | 57 | 56c | 0,75 (0,35-10,001) | 0,70(0,31-0,88) |
| Japón | 1000 | 0,023 | 0,927 | 0,925 | | 104 | 0,79 (0,50-10,04) | 0,75(0,57-0,88) |
| Lituania | 573 | 0,029 | 0,903 | 0,900 | 6, 17 | | 0,67 (0,11-0,95) | 0,70(0,37-0,85) |
| Polonia | 282 | 0,026 | 0,906 | 0,903 | | | 0,73 (0,28-0,91) | 0,67(0,17-0,86) |
| Portugal | 397 | 0,027 | 0,775 | 0,768 | 7, 91, 92 | | 0,61 (0,01-0,93) | 0,64(0,11-0,78) |
| Reino Unido | 299 | 0,021 | 0,912 | 0,909 | | 40 | 0,74 (0,26-10,07) | 0,64(0,13-0,82) |
| Rusia | 436 | 0,028 | 0,871 | 0,868 | | | 0,66 (0,31-0,95) | 0,64(0,13-0,82) |
| Serbia | 312 | 0,021 | 0,932 | 0,930 | | 91 | 0,73(0,32-10,06) | 0,70(0,36-0,87) |
| Taiwán | 300 | 0,019 | 0,893 | 0,890 | 70, 92 | | 0,70(0,14-0,99) | 0,60(0,29-0,84) |

Nota. RMSEA = Error medio cuadrático de aproximación, CFI = índice de ajuste comparativo, TLI = índice de Tucker-Lewis.

^aEl número corresponde al número del ítem en el ABCL.

Tabla 3 Estadísticos descriptivos de las cargas factoriales en las 18 sociedades por síndrome.

| Síndromes e ítems | Carga media | Carga mediana | DT | Rango |
|------------------------------------|-------------|---------------|------|-----------|
| Ansiedad/Depresión | 0,69 | 0,72 | 0,09 | 0,57-0,85 |
| 12. Solitario | 0,64 | 0,66 | 0,10 | 0,39-0,77 |
| 14. Lloro mucho | 0,56 | 0,59 | 0,11 | 0,29-0,73 |
| 31. Teme hacer algo mal | 0,57 | 0,58 | 0,16 | 0,25-0,86 |
| 33. No se siente querido | 0,77 | 0,79 | 0,08 | 0,60-0,88 |
| 34. Los demás van a por él | 0,77 | 0,77 | 0,08 | 0,60-0,95 |
| 35. Se siente inútil | 0,77 | 0,77 | 0,08 | 0,50-0,87 |
| 45. Nervioso, tenso | 0,73 | 0,76 | 0,07 | 0,61-0,80 |
| 47. Falta de autoconfianza | 0,70 | 0,71 | 0,07 | 0,54-0,80 |
| 50. Miedoso, ansioso | 0,69 | 0,72 | 0,12 | 0,32-0,87 |
| 52. Se siente demasiado culpable | 0,61 | 0,65 | 0,17 | 0,11-0,81 |
| 71. Cohibido, tímido | 0,56 | 0,57 | 0,14 | 0,31-0,85 |
| 103. Infeliz, triste | 0,84 | 0,85 | 0,05 | 0,73-0,92 |
| 107. Fracasa | 0,71 | 0,72 | 0,10 | 0,52-0,82 |
| 112. Preocupaciones | 0,57 | 0,57 | 0,14 | 0,29-0,76 |
| Retraimiento | 0,69 | 0,73 | 0,10 | 0,52-0,77 |
| 25. No se lleva bien | 0,78 | 0,77 | 0,07 | 0,66-0,89 |
| 30. Mala relación con el otro sexo | 0,66 | 0,68 | 0,10 | 0,40-0,81 |
| 42. Prefiere estar solo | 0,52 | 0,52 | 0,07 | 0,39-0,61 |
| 48. No lo quieren | 0,74 | 0,76 | 0,14 | 0,36-0,95 |
| 60. Disfruta poco | 0,74 | 0,75 | 0,12 | 0,44-0,91 |
| 65. Se niega a hablar | 0,72 | 0,73 | 0,10 | 0,52-0,91 |
| 67. Le cuesta hacer amigos | 0,76 | 0,76 | 0,06 | 0,64-0,89 |
| 69. Reservado | 0,50 | 0,53 | 0,17 | 0,25-0,74 |
| 111. Retraído | 0,68 | 0,73 | 0,15 | 0,28-0,85 |

Tabla 3 (Continuación)

| Síndromes e ítems | Carga media | Carga mediana | DT | Rango |
|--|-------------|---------------|------|-------------------------|
| Somatización | 0,68 | 0,70 | 0,13 | 0,50-0,87 |
| 51. Mareos | 0,77 | 0,76 | 0,10 | 0,56-0,92 |
| 54. Cansado sin motivo | 0,84 | 0,87 | 0,08 | 0,66-0,97 |
| 56a. Dolores | 0,67 | 0,70 | 0,13 | 0,32-0,80 |
| 56b. Dolores de cabeza | 0,59 | 0,57 | 0,09 | 0,39-0,77 |
| 56c. Náuseas | 0,74 | 0,76 | 0,13 | 0,41-10,00 ^a |
| 56d. Problemas oculares | 0,49 | 0,50 | 0,17 | 0,11-0,79 |
| 56e. Problemas en la piel | 0,50 | 0,53 | 0,13 | 0,16-0,69 |
| 56f. Dolor de estómago | 0,62 | 0,64 | 0,12 | 0,30-0,86 |
| 56g. Vómitos | 0,76 | 0,77 | 0,19 | 0,26-10,00 |
| Problemas de pensamiento | 0,73 | 0,74 | 0,07 | 0,60-0,84 |
| 9. No puede dejar de pensar en algunas cosas | 0,58 | 0,60 | 0,14 | 0,32-0,81 |
| 18. Se autolesiona | 0,72 | 0,78 | 0,23 | 0,10-0,95 |
| 40. Oye sonidos o voces | 0,69 | 0,74 | 0,24 | 0,21-10,07 ^a |
| 66. Repite acciones | 0,64 | 0,67 | 0,15 | 0,34-0,96 |
| 70. Ve cosas | 0,66 | 0,75 | 0,21 | 0,23-0,94 |
| 80. Mira fijamente con expresión vacía | 0,69 | 0,70 | 0,12 | 0,38-0,99 |
| 84. Comportamiento extraño | 0,78 | 0,76 | 0,12 | 0,50-0,96 |
| 85. Ideas extrañas | 0,68 | 0,71 | 0,13 | 0,43-0,88 |
| 91. Pensamientos suicidas | 0,79 | 0,84 | 0,19 | 0,32-10,06 ^a |
| Problemas de atención | 0,65 | 0,65 | 0,09 | 0,49-0,76 |
| 1. Olvidadizo | 0,50 | 0,51 | 0,05 | 0,39-0,57 |
| 8. No se puede concentrar | 0,64 | 0,64 | 0,09 | 0,40-0,80 |
| 11. Demasiado dependiente | 0,63 | 0,65 | 0,13 | 0,15-0,73 |
| 13. Confuso | 0,75 | 0,76 | 0,07 | 0,56-0,87 |
| 17. Fantasea | 0,52 | 0,56 | 0,16 | 0,11-0,77 |
| 53. Le cuesta planificar | 0,69 | 0,71 | 0,07 | 0,59-0,83 |
| 59. No termina las cosas | 0,73 | 0,74 | 0,08 | 0,56-0,87 |
| 61. Mal rendimiento | 0,75 | 0,75 | 0,09 | 0,53-0,92 |
| 64. Le cuesta establecer prioridades | 0,73 | 0,75 | 0,07 | 0,58-0,83 |
| 78. Le cuesta tomar decisiones | 0,71 | 0,72 | 0,06 | 0,62-0,79 |
| 96. Le falta iniciativa | 0,65 | 0,64 | 0,07 | 0,51-0,79 |
| 101. Falta al trabajo | 0,63 | 0,61 | 0,15 | 0,42-0,94 |
| 102. Le falta energía | 0,68 | 0,67 | 0,10 | 0,53-0,87 |
| 105. Desorganizado | 0,70 | 0,71 | 0,09 | 0,57-0,84 |
| 108. Pierde las cosas | 0,57 | 0,57 | 0,08 | 0,41-0,71 |
| 119. Le cuestan los detalles | 0,58 | 0,57 | 0,11 | 0,38-0,79 |
| 121. Llega tarde a las citas | 0,48 | 0,49 | 0,09 | 0,28-0,62 |
| Conducta agresiva | 0,70 | 0,70 | 0,06 | 0,61-0,80 |
| 3. Discute | 0,61 | 0,61 | 0,09 | 0,40-0,78 |
| 5. Culpa a los demás | 0,68 | 0,66 | 0,09 | 0,47-0,82 |
| 16. Es cruel con los demás | 0,67 | 0,69 | 0,15 | 0,48-0,90 |
| 28. Se lleva mal con la familia | 0,65 | 0,66 | 0,09 | 0,44-0,80 |
| 37. Se pelea | 0,65 | 0,61 | 0,18 | 0,22-10,00 |
| 55. Cambios de humor entre la euforia y la depresión | 0,77 | 0,75 | 0,09 | 0,64-0,93 |
| 57. Ataca a las personas | 0,67 | 0,67 | 0,12 | 0,42-0,88 |
| 68. Grita mucho | 0,66 | 0,66 | 0,09 | 0,44-0,80 |
| 81. Comportamiento cambiante | 0,79 | 0,80 | 0,06 | 0,62-0,90 |
| 86. Obstinado, malhumorado, irritable | 0,72 | 0,72 | 0,09 | 0,51-0,82 |

Tabla 3 (Continuación)

| Síndromes e ítems | Carga media | Carga mediana | DT | Rango |
|--------------------------------------|-------------|---------------|------|-------------------------|
| Conducta agresiva | 0,70 | 0,70 | 0,06 | 0,61-0,80 |
| 87. Cambios de humor | 0,80 | 0,79 | 0,05 | 0,69-0,90 |
| 95. Mal genio | 0,71 | 0,72 | 0,08 | 0,60-0,88 |
| 97. Amenaza a la gente | 0,69 | 0,71 | 0,15 | 0,46-0,95 |
| 113. Se enfurruña | 0,74 | 0,75 | 0,08 | 0,49-0,84 |
| 116. Se enfada fácilmente | 0,76 | 0,77 | 0,11 | 0,42-0,91 |
| 118. Impaciente | 0,68 | 0,68 | 0,11 | 0,53-0,91 |
| Conducta desobediente | 0,68 | 0,71 | 0,09 | 0,51-0,86 |
| 6. Toma drogas | 0,48 | 0,51 | 0,13 | 0,23-0,65 |
| 23. Rompe las reglas | 0,66 | 0,65 | 0,10 | 0,48-0,84 |
| 26. No siente culpa | 0,60 | 0,63 | 0,13 | 0,35-0,83 |
| 39. Malas amistades | 0,66 | 0,71 | 0,16 | 0,31-0,93 |
| 41. Impulsivo | 0,72 | 0,72 | 0,10 | 0,47-0,85 |
| 43. Miente, engaña | 0,71 | 0,72 | 0,09 | 0,58-0,83 |
| 76. Irresponsable | 0,79 | 0,86 | 0,21 | 0,01-0,93 |
| 82. Roba | 0,68 | 0,72 | 0,20 | 0,07-0,93 |
| 90. Se emborracha | 0,49 | 0,52 | 0,11 | 0,26-0,63 |
| 92. Problemas con la ley | 0,64 | 0,72 | 0,24 | 0,01-0,85 |
| 114. No paga sus deudas | 0,69 | 0,73 | 0,17 | 0,25-0,93 |
| 117. Le cuesta administrar el dinero | 0,67 | 0,68 | 0,09 | 0,47-0,81 |
| 122. Le cuesta mantener un trabajo | 0,72 | 0,71 | 0,12 | 0,54-0,96 |
| Búsqueda de atención | 0,68 | 0,69 | 0,06 | 0,59-0,76 |
| 7. Fanfarronea | 0,63 | 0,67 | 0,21 | 0,06-0,93 |
| 19. Demanda atención | 0,69 | 0,70 | 0,18 | 0,11-0,89 |
| 74. Presume, hace el payaso | 0,65 | 0,70 | 0,17 | 0,30-0,89 |
| 93. Habla demasiado | 0,59 | 0,59 | 0,10 | 0,41-0,75 |
| 94. Es muy burlón | 0,67 | 0,68 | 0,19 | 0,12-0,93 |
| 104. Habla demasiado alto | 0,75 | 0,76 | 0,12 | 0,53-10,04 ^a |

Nota. Los valores en cursiva son estadísticos descriptivos para las cargas medianas de los ítems que corresponden a los síndromes. ^aLos intervalos de confianza del 95% de las cargas factoriales que se encontraban fuera del rango incluían valores comprendidos en el espacio paramétrico admisible (0,00-1,00).

gos del presente estudio indican que el mismo modelo de ocho síndromes que ya había demostrado su idoneidad en las pruebas de autoinforme también es adecuado en el caso de los informes realizados por personas allegadas (Ivanova et al., en prensa).

Estos resultados indican que el modelo de ocho síndromes demostró ser adecuado para operacionalizar fenotipos de problemas mutuamente asociados evaluados por personas allegadas en 18 sociedades que presentaban diferencias relativas a etnicidad, lengua, religión, región geográfica y sistemas económicos, políticos y de salud mental. Al combinarlos con hallazgos similares sobre el modelo de ocho síndromes en los autoinformes del ASR realizados en 17 de dichas sociedades (Ivanova et al., en prensa), nuestros hallazgos apoyan la aplicabilidad de los síndromes extraídos a partir de los instrumentos paralelos de autoinforme e informe de personas allegadas para adultos de 18 a 59 años en muchas regiones del mundo. Es probable que sea útil desarrollar ítems, instrumentos y modelos adicionales. No obstante, los ítems del ASR y el ABCL y los ocho síndromes extraídos de dichos instrumentos proporcionan

un lenguaje de datos crucial para describir y cuantificar la psicopatología que se puede utilizar ampliamente en la investigación y la práctica clínica junto con los ítems, instrumentos y/o modelos adicionales que resulten necesarios en determinados contextos y sociedades.

Implicaciones

Los resultados apoyan la idoneidad del ABCL para evaluar a adultos de 18 a 59 años en función del modelo de ocho síndromes a partir de los informes de personas allegadas en muchas sociedades. Cuando los sujetos se autoevalúan en el ASR, los ítems y escalas paralelos de ambos instrumentos permiten a los profesionales clínicos y a los investigadores identificar similitudes y diferencias específicas entre los informes de personas allegadas y los autoinformes. Para evaluar el grado de desviación indicado por puntuaciones concretas en cada síndrome, es necesario realizar estudios en los que se analicen las diferencias entre las puntuaciones obtenidas en distintas sociedades, entre varones y

mujeres de distintos grupos de edad, y entre informes realizados por personas allegadas y autoinformes, como se ha hecho en el presente estudio (Rescorla, 2014; Rescorla et al., 2014). Los hallazgos representan una base para desarrollar normas en las que se tengan en cuenta las diferencias en las distribuciones de las puntuaciones para distintas sociedades, para determinados grupos de género o de edad y para informes realizados por allegados en comparación con los autoinformes. A partir de entonces, con la ayuda de programas informáticos, los usuarios podrán visualizar las puntuaciones para cada síndrome en relación con normas apropiadas para cada sociedad y grupo de género o edad en informes realizados por allegados y autoinformes.

Limitaciones

En el presente estudio se puso a prueba la invarianza configural de la estructura de síndromes del ABCL en datos obtenidos en 18 sociedades. La invarianza configural, el componente más fundamental de la invarianza de las mediciones, significa que un instrumento de evaluación mide el mismo constructo o los mismos constructos en distintas poblaciones (p. ej., Vandenberg y Lance, 2000). Dado que el modelo puesto a prueba es complejo y el estimador WLS-MV (utilizado para explicar el carácter categórico ordinal de nuestros datos) es muy intensivo desde el punto de vista informático, no se pudieron realizar con éxito pruebas de otros componentes de la medida de la invarianza (métricos, escalares, de ítem y factorial), que requieren una modelización con muestras múltiples.

Aunque el presente estudio amplía la evidencia sobre las evaluaciones de síndromes psicopatológicos realizadas por personas allegadas en diversas sociedades, se limita a lo que Pike (1967) denominó "investigación *etic*" en la que se aplican las mismas evaluaciones normalizadas a personas de distintas sociedades. En el presente estudio no se planteó la hipótesis de que la estructura de síndromes del ABCL sea universal ni de que todos los ítems del ABCL se puedan aplicar por igual en todas las sociedades. El objetivo de estudio fue determinar hasta qué punto la estructura de síndromes del ABCL se ajusta a las puntuaciones de los ítems que la componen en 18 sociedades concretas.

Es posible que a través de comparaciones detalladas de puntuaciones en distintas sociedades (Rescorla, 2014, Rescorla et al., 2014) se observen diferencias entre éstas que justifiquen lo que Pike (1967) llamó "investigación *emic*" es decir, investigación realizada a la medida de sociedades concretas con el fin de estudiar fenómenos específicos de cada sociedad. La investigación *emic* también se puede utilizar para poner a prueba la validez de los ítems y los síndromes del ABCL en función de criterios específicos para sociedades concretas. Los hallazgos podrían indicar la idoneidad de utilizar otros ítems y modelos de síndromes en determinadas sociedades.

Referencias

- Achenbach, T. M., Krukowski, R. A., Dumenci, L. e Ivanova, M. Y. (2005). Assessment of adult psychopathology: Meta-analyses and implications of cross-informant correlations. *Psychological Bulletin*, 131, 361-382. doi:10.1037/0033-2909.131.3.361
- Achenbach, T. M. y Rescorla, L. A. (2003). *Manual for the ASEBA adult forms & profiles*. Burlington, VT: University of Vermont, Research Center for Children, Youth, and Families.
- American Psychiatric Association, APA (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5)* (5th ed.). Washington, DC: Author.
- Archer, R. P., Fontaine, J. y McCrae, R. R. (1998). Effects of two MMPI-2 validity scales on basic scale relations to external criteria. *Journal of Personality Assessment*, 70, 87-102. doi:10.1207/s15327752jpa7001
- Asberg, M., Montgomery, S. A., Perris, C., Schalling, D. y Sedvall, G. (1978). A comprehensive psychopathological rating scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 57(5271), 5-27. doi: 10.1111/j.1600-0447.1978.tb02357.x
- Barthlow, D. L., Graham, J. R., Ben-Porath, Y. S., Tellegen, A. y McNulty, J. L. (2002). The appropriateness of the MMPI-2 K correction. *Assessment*, 9, 219-229. doi: 10.1177/1073191102009003001
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246. doi: 10.1037/0033-2909.107.2.238
- Bérubé, R. L. y Achenbach, T. M. (2014). *Bibliography of published studies using the Achenbach System of Empirically Based Assessment (ASEBA)*. Burlington, VT: University of Vermont, Research Center for Children, Youth, and Families.
- Chen, F., Bollen, K. A., Paxton, P., Curran, P.J. y Kirby, J.B. (2001). Improper solutions in structural equation models: Causes, consequences, and strategies. *Sociological Methods and Research*, 29, 468-508. doi: 10.1177/0049124101029004003
- Costa, P. T. y McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources Inc.
- De Los Reyes, A., Bunnell, B. E. y Beidel, D. C. (2013). Informant discrepancies in adult social anxiety disorder assessments: Links with contextual variations in observed behavior. *Journal of Abnormal Psychology*, 122, 376-386. doi: 10.1037/a0031150
- De Los Reyes, A., Thomas, S. A., Goodman, K. L. y Kundery, S. M. (2013). Principles underlying the use of multiple informants' reports. *Annual Review of Clinical Psychology*, 9, 123-149. doi: 10.1146/annurev-clinpsy-050212-185617
- Derogatis, L. R. (1994). *Symptom Checklist 90-R: Administration, scoring, and procedures manual* (3rd ed.). Minneapolis, MN: National Computer Systems.
- Eapen, V., Fox-Hiley, P., Banerjee, S. y Robertson, M. (2004). Clinical features and associated psychopathology in a Tourette syndrome cohort. *Acta Neurologica Scandinavica*, 109, 255-260. doi: 10.1046/j.1600-0404.2003.00228.x
- Goekoop, J. G., Hoeksema, T., Knoppert-Van der Klein, E. A. M., Klinkhamer, R.A., Van Gaalen, H. A. E., Van Londen, L., De Weme, R. y Zwinderman, A. H. (1992). Multidimensional ordering of psychopathology: A factor-analytic study using the Comprehensive Psychopathological Rating Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 86, 306-12. doi: 10.1111/j.1600-0447.1992.tb03271.x
- Hu, L.T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Ivanova, M. Y., Achenbach, T.M., Rescorla, L. A., Turner, L. V., Au, A., Caldas, J. C., Chen, Y. C. V., da Rocha, M., Decoster, J., Dobrean, A., Ezpeleta, L., Fontaine, J., Funabiki, Y., Gudmundsson, H., Ladislav, C., Liu, J., Malykh, S., Markovic, J., Oh, K.J., Petot, J. M., Riad, G., Samaniego, V. C., Sebre, S., Shahini, M., Silveiras, E., Simulioniene, R., Talcott, J. y Zasepa, E. (en prensa). Syndromes of self-reported psychopathology for ages 18-59 in 28 societies. *Psychopathology and Behavioral Assessment*.

- Marsh, H. W., Hau, K. T. y Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11, 320-341. doi:10.1207/s15328007sem1103_2
- McCrae, R. R., Terracciano, A. y 78 miembros del proyecto "Personality Profiles of Cultures" (2005). Universal features of personality traits from the observer's perspective: Data from 50 cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88, 547-561. doi: 10.1037/0022-3514.88.3.547
- McGrath, R. E., Mitchell, M., Kim, B. H. y Hough, L. (2010). Evidence for response bias as a source of error variance in applied assessment. *Psychological Bulletin*, 136, 450-470. doi: 10.1037/a0019216
- Meyer, G. J., Finn, S. E., Eyde, L. D., Kay, G. G., Moreland, K. L., Dies, R. R., Eisman, E. J., Kubiscyn, T. W. y Reed, G. M. (2001). Psychological testing and psychological assessment: A review of evidence and issues. *American Psychologist*, 56, 128-165. doi: 10.1037/0003-066X.56.2.128
- Muthén, L. K. y Muthén, B. O. (2012). Mplus User's Guide. Seventh Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Oh, K. J. y Kim, Y. A. (2011). *Manual for the Korean Version of ASEBA Adult Forms and Profiles*. Seoul: Huno Press.
- Petot, J. M., Vrignaud, P., Zebdi, R. y Camart, N. (en prensa). Qualités psychométriques de la version française de l'inventaire de comportement pour adultes (Adult Behavior Checklist) d'Achenbach et Rescorla: Structure factorielle et normes provisoires (Psychometric properties of the French version of the Achenbach and Rescorla's Adult Behavior Checklist: Factor structure and provisional norms.) *Psychologie Française*.
- Piedmont, R. L., McCrae, R. R., Riemann, R. y Angleitner, A. (2000). On the invalidity of validity scales: Evidence from self-report and observer ratings in volunteer samples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78, 582-593. doi: 10.1037/0022-3514.78.3.582
- Pike, K. L. (1967). *Language in relation to a unified theory of the structure of human behavior*. The Hague: Mouton.
- Rescorla, L. A. (2014). *Comparisons of collateral reports of psychopathology for adults ages 18-59 in 16 societies*. Manuscrito en preparación.
- Rescorla, L. A., Achenbach, T. M., Ivanova, M. Y., Turner, L. V., Au, A., Bellina, M., Caldas, J.C., Chen, Y.-C., Csemy, L., da Rocha, M.M., Decoster, J., Fontaine, J., Funabiki, Y., Gudmundsson, H., Leung, P., Maras, J.S., Markovic, J., Oh, K.J., Samaniego, V.C., Sebre, S., Silveiras, E., Simulionienė, R., Sokoli, E., Vazquez, N. y Zasepa, E. (2014). *Comparisons of self-reported psychopathology for adults ages 18-59 in 17 societies*. Manuscrito en revisión.
- Samaniego, V. C. y Vázquez, N. (July, 2012). *Adult psychopathology: Is there any agreement between self-reports and reports by other informants?* Presentado en el 30th International Congress of Psychology, Ciudad del Cabo, Sudáfrica.
- Šimulionienė, R., Brazdeikienė, L., Rugevičius, M., Gedutienė, R. y Žakaitienė, A. (2010). Kai kurios lietuviškojo ASEBA suaugusiųjų klausimyno psichometrinės charakteristikos (The Psychometric Properties of the Lithuanian Version of ASEBA Adult Forms). *Psichologija*, 42, 23-43.
- Tucker, L. R. y Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10.
- Vandenberg, R.J. y Lance, C.E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-70. doi: 10.1177/109442810031002
- Way, B. M. y Lieberman, M.D. (2010). Is there a genetic contribution to cultural differences? Collectivism, individualism, and genetic markers of social sensitivity. *Social, Cognitive, and Affective Neuroscience*, 5, 203-211. doi:10.1093/scan/nsq059
- Weisz, J. R., Weiss, B., Suwanlert, S. y Chaiyasit, W. (2006). Culture and youth psychopathology: Testing the syndromal sensitivity model in Thai and American adolescents. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74, 1098-1107. doi: 10.1037/0022-006X.74.6.1098
- Wittenborn, J. R. (1951). Symptom patterns in a group of mental hospital patients. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 15, 290-302. doi: 10.1037/h0054947
- World Health Organization, WHO (2010). *International Classification of Disease (ICD) (10th ed.)*. Geneva, Switzerland: Author.
- Yu, C. Y. y Muthén, B. O. (2002). *Evaluation of model fit indices for latent variable models with categorical and continuous outcomes* (Technical Report). Los Angeles: UCLA, Graduate School of Education and Information Studies.