



Psykhe

ISSN: 0717-0297

psykhe@uc.cl

Pontificia Universidad Católica de Chile
Chile

Saiz, José L.; Vinet, Eugenia V.; Barrera-Herrera, Ana
Condicionamiento Cultural del MACI: Un Examen del Sesgo de Constructo en Chile
Psykhe, vol. 24, núm. 2, 2015, pp. 1-10
Pontificia Universidad Católica de Chile
Santiago, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=96742675005>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

Condicionamiento Cultural del MACI: Un Examen del Sesgo de Constructo en Chile

Cultural Conditioning of the MACI: A Construct Bias Examination in Chile

José L. Saiz, Eugenia V. Vinet y Ana Barrera-Herrera
Universidad de La Frontera

Aunque el MACI presenta una probada calidad psicométrica en Chile, 6 de sus escalas clínicas diferencian de manera inversa entre adolescentes consultantes y no consultantes y, además, aparecen inversamente asociadas a trastornos psicológicos. Contrariando la teoría del MACI, este patrón de resultados sugiere que estas escalas no estarían evaluando en Chile desajuste psicológico, sino más bien su ausencia, y plantea la posibilidad de sesgo de constructo en estas escalas contra-teóricas (CT). Para examinar tal posibilidad, una muestra intencionada de 49 psicólogos clínicos chilenos evaluó, mediante una escala de 5 puntos, el grado en que la definición del constructo medido por cada escala CT y el contenido de sus ítems reflejaban desajuste psicológico en adolescentes connacionales. Pruebas *t* de una muestra sugieren que las definiciones de las escalas Sumiso y Egoísta y la casi totalidad de los ítems de las escalas CT presentan sesgo de constructo. Se discuten estos resultados en términos de diferencias culturales en la noción de desajuste adolescente, los criterios de selección original de los ítems y las implicaciones de las escalas CT para la práctica profesional.

Palabras clave: adolescentes, MACI, sesgo de constructo, cultura

Despite the proven psychometric quality of the MACI in Chile, 6 of its clinical scales differentiate in a reversed fashion between adolescents who seek or receive psychological help and those who do not; in addition, these scales appear inversely associated with psychological disorders. Contrary to the theoretical foundations of the MACI, this pattern of results suggests that these scales might not be assessing psychological maladjustment in Chile but rather the absence of it, which points to the possibility of construct bias in these counter-theoretical (CT) scales. To examine this issue, a purposive sample of 49 Chilean clinical psychologists were asked to assess, using a 5-point scale, the extent to which the definition of the construct measured by each CT scale and the content of their items reflected psychological maladjustment in Chilean adolescents. One-sample *t*-tests suggest that the definitions of the Submissive and Egoistic scales and nearly all the items of the CT scales show construct bias. These results are discussed in terms of cultural differences regarding the notion of adolescent maladjustment, the original item selection criteria, and the implications of CT scales for professional practice.

Keywords: adolescents, MACI, construct bias, culture

Una práctica habitual en la psicología latinoamericana es el uso de instrumentos de evaluación psicológica que han sido traducidos y/o adaptados desde otras culturas, principalmente la anglosajona, en las cuales estos instrumentos fueron originalmente construidos (Chahín-Pinzón, 2014). Una traducción y/o adaptación exitosa e, incluso, una posterior demostración de la calidad psicométrica del test en la nueva cultura no garantizan que sus puntajes sean equivalentes entre ambas culturas ni, por tanto, tengan una interpretación común (Elousa, Mujika, Almeida & Hermosilla, 2014; van de Vijver & Leung, 2011). Para asumir equivalencia se requiere demostrar, adicionalmente, que los constructos evaluados están libres, tanto como sea posible, de cualquier fuente de sesgo, particularmente de sesgo generado por diferencias en características culturales específicas (Mylonas, Furnham & Country Collaborators, 2014).

Un test es sesgado si, al comparar grupos culturales, sus puntajes proporcionan diferencias causadas, al menos parcialmente, por factores que son distintos a las diferencias genuinas existentes entre los grupos en la habilidad o rasgo medido (van de Vijver & Tanzer, 2004). Uno de estos factores, denominado sesgo de constructo, se refiere a las diferencias en puntajes entre los grupos que son generadas por el modo en que es definido el constructo en la cultura en la cual se construyó originalmente el test. Tal sesgo ocurre cuando la

José L. Saiz, Eugenia V. Vinet y Ana Barrera-Herrera, Departamento de Psicología, Universidad de La Frontera, Temuco, Chile.
Este estudio fue financiado por el Fondo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico de Chile (proyecto FONDECYT 1110383).

La correspondencia relativa a este artículo debe ser dirigida a José L. Saiz, Departamento de Psicología, Universidad de La Frontera, Casilla 54-D, Temuco, Chile. E-mail: jose.saiz@ufrontera.cl

definición del constructo no es idéntica en todos los grupos y puede provenir desde dos fuentes: (a) la definición conceptual del constructo carece del mismo significado a través de los grupos y/o (b) la definición operacional del constructo incluye conductas en los ítems que son inadecuadas para reflejar fielmente el constructo en un grupo cultural específico (van de Vijver & Poortinga, 1997). Este sesgo, al generar falta de equivalencia intercultural en el constructo que se pretende medir (van de Vijver & Leung, 2011), puede lesionar gravemente la validez de los puntajes (He & van de Vijver, 2013; Reynolds & Suzuki, 2013), restringiendo o impidiendo, por tanto, una apropiada comparación e interpretación de estos puntajes (Davidov, Meuleman, Cieciuch, Schmidt & Billiet, 2014; van de Vijver & Leung, 2011). La importancia de atender la probable presencia de sesgos en la evaluación psicológica es explícitamente destacada por la International Test Commission (2010), aunque, en la práctica, muy pocos estudios abordan tales anomalías (Rios & Sireci, 2014). El presente estudio examinó la versión chilena del Inventory Clínico para Adolescentes de Millon (MACI; Millon, 1993) como un caso particular de instrumento expuesto a la eventualidad de sesgo de constructo.

Descripción del MACI

Este inventario, uno de los instrumentos más exhaustivos para la evaluación de la personalidad adolescente desde una perspectiva psicopatológica, fue creado originalmente en Estados Unidos y, luego, traducido, adaptado y estandarizado para la población adolescente chilena (Vinet & Alarcón, 2003; Vinet & Forns i Santacana, 2008). El MACI se desarrolló a partir de los modelos de aprendizaje biosocial y evolucionista de la personalidad (Millon, 1969, 1990) con el propósito de evaluar desajuste psicológico en adolescentes. Consta de 160 ítems con opciones de respuesta *verdadero* o *falso* que aportan puntaje a una o varias de sus 27 escalas clínicas y cuatro escalas de control. Las escalas clínicas abordan tres áreas: patrones de personalidad (12 escalas), preocupaciones expresadas (8 escalas) y síndromes clínicos (7 escalas). Las escalas de control abordan estilos de respuesta que pueden distorsionar las puntuaciones en las otras escalas (Millon, 1993; Vinet & Forns i Santacana, 2008).

Para la selección de los ítems y el desarrollo de las escalas del MACI se empleó un criterio racional (relación lógica del contenido del ítem con la definición conceptual del constructo) y/o un criterio empírico (asociaciones estadísticas de los ítems, tanto en la estructura interna de las escalas como con variables externas) (Millon, 1993). Según la escala particular que integran, los puntajes asignados a los ítems reciben distintas ponderaciones. Los ítems denominados *prototípicos* (con ponderación 3) representan más directamente el constructo medido que los ítems no prototípicos (con ponderación 2 o 1). Mientras los ítems prototípicos fueron asignados a solo una escala, empleando un criterio racional, los ítems no prototípicos fueron asignados a una o más escalas, a partir de un criterio tanto racional como empírico.

Antecedentes de Probable Sesgo

Aunque la versión chilena del MACI posee, en general, adecuadas propiedades psicométricas (ver Vinet, Barrera-Herrera & Salinas-Oñate, 2014, para una reciente revisión), seis de sus 27 escalas clínicas exhiben sistemáticamente un comportamiento opuesto al teóricamente esperado. Estas escalas son, tanto en hombres como en mujeres, Sumiso, Dramatizador, Egoísta y Conformista (área Patrones de la Personalidad) e Incomodidad Sexual (área Preocupaciones Expresadas) y, solo en hombres, Sentimientos de Ansiedad (área Síndromes Clínicos). En estas escalas, denominadas contra-teóricas (CT), los promedios obtenidos por adolescentes no consultantes son significativamente mayores a aquellos obtenidos por adolescentes consultantes en riesgo de o afectados por desajuste psicológico o social (Alarcón, Vinet & Salvo, 2005; Vinet & Alarcón, 2003; Vinet & Forns i Santacana, 2006). Además, las escalas CT tienden a presentar asociaciones inversas con varias medidas de psicopatología (Melipillán Araneda, Cova Solar, Rincón González & Valdivia Peralta, 2008; Vinet, 2010; Vinet & Forns i Santacana, 2009). Así, contrariando en parte la teoría subyacente al MACI, estas escalas CT no parecen estar midiendo desajuste psicológico, sino quizás la ausencia de desajuste en adolescentes chilenos. Estos hallazgos son considerados en las normas chilenas del MACI: los puntajes brutos de estas seis escalas son invertidos al ser transformados en puntajes normativos (Vinet & Forns i Santacana, 2008). Es relevante hacer notar que este comportamiento inverso ha sido también encontrado al administrar el MACI a adolescentes argentinos (Casullo & Castro Solano, 2002) y mexicano-americanos (Blumentritt, Angle & Brown, 2004; Blumentritt & Wilson VanVoorthis, 2004). Este conjunto de hallazgos sugiere que las escalas CT podrían estar sesgadas culturalmente, al menos en adolescentes latinoamericanos o de tal origen.

En diversas publicaciones (Vinet, 2010; Vinet & Forns i Santacana, 2008, 2009; Vinet, Salvo & Forns, 2005) se ha argumentado, aunque no verificado, que el patrón de resultados inversos observado en Chile podría obedecer a diferencias culturales entre adolescentes chilenos y estadounidenses, particularmente en la dimensión colectivismo-individualismo (Hofstede, 1980; Hofstede, Hofstede & Minkov, 2010; Triandis, 2001). Esta argumentación sostiene que, quizás, los constructos medidos por las escalas CT no constituyen, o constituyen insuficientemente, expresiones de desajuste psicológico al ser evaluados en adolescentes que viven en un contexto colectivista como el chileno, polarmente opuesto al contexto individualista estadounidense en que fue originado el MACI. En la expectativa de un condicionamiento cultural de la versión chilena del MACI y como un paso previo a la identificación de explicaciones culturales específicas, el presente estudio se concentró en el examen de un probable sesgo de constructo en las escalas CT.

Una estrategia para examinar este tipo de sesgo es el empleo de informantes con experticia en la cultura y lenguaje del grupo cultural en el cual se pretende administrar un instrumento creado originalmente para otro grupo cultural (Davidov et al., 2014; van de Vijver, 1998). En algunas ocasiones se emplean profesionales psicólogos como informantes expertos (e.g., Meiring, van de Vijver, Rothmann & Barrick, 2005). Siguiendo esta estrategia, en el presente estudio psicólogos clínicos chilenos que atendían a connacionales adolescentes evaluaron, mediante una encuesta en línea, la definición de los constructos de las escalas CT del MACI y el contenido de sus ítems, en términos del desajuste psicológico que reflejaban en los adolescentes chilenos. De este modo, el objetivo general de este estudio fue indagar, a partir del juicio de psicólogos clínicos, la presencia de sesgo de constructo como un eventual condicionante cultural de las escalas CT del MACI en Chile. Considerando las dos fuentes de este sesgo (van de Vijver & Poortinga, 1997), en este estudio se propuso, como objetivos específicos, examinar si (a) las definiciones conceptuales de los constructos que pretenden medir las escalas CT y (b) el contenido particular de los ítems de estas escalas, presentan sesgo de constructo al ser aplicados a los adolescentes chilenos actuales.

Método

Participantes

Se utilizaron dos muestras. La primera (Muestra 1), de selección intencionada, consistió en la muestra de baremación chilena del MACI (Vinet & Forns i Santacana, 2008) integrada por 807 adolescentes entre 13 y 19 años y dividida en dos segmentos: por un lado, un grupo de 406 “no-consultantes” o adolescentes de población general sin patología evidente (51% de mujeres) y, por otro, un grupo de 401 “consultantes” o adolescentes en riesgo de o afectados por problemas de salud mental y/o de adaptación psicosocial (47% de mujeres). En el presente estudio, las respuestas de esta muestra al MACI fueron utilizadas para seleccionar los ítems de las escalas CT que presentaban un comportamiento contra-teórico, ítems que luego fueron evaluados por los psicólogos clínicos.

La segunda muestra (Muestra 2), también de selección intencionada, incluyó a psicólogos clínicos que cumplían con dos criterios de reclutamiento: ser chileno/a y tener al menos cinco años de experiencia profesional en la atención clínica de adolescentes chilenos. Para reclutar esta muestra se enviaron invitaciones personales, vía correo electrónico, a 237 psicólogos clínicos que atendían adolescentes según, entre otras fuentes, la Sociedad Chilena de Psicólogos Clínicos, el Colegio de Psicólogos de Chile A. G. y la Clínica Psicológica de la Universidad de La Frontera. Se obtuvo un retorno de 117 encuestas, de las cuales 81 (34% del total de enviadas) fueron respondidas de forma completa, porcentaje de retorno válido superior al señalado como adecuado para encuestas en línea (Sánchez Fernández, Muñoz Leiva & Montoro Ríos, 2009). La muestra final, cuyos datos fueron analizados en este estudio, quedó compuesta por los 49 psicólogos que, además de responder completamente la encuesta, cumplían con los dos criterios de reclutamiento ya señalados.

La Muestra 2 quedó compuesta mayoritariamente por mujeres (74%), con edades menores a 35 años (49%) o entre 36 a 50 años (45%) y con una experiencia profesional entre cinco y nueve años (61%) o mayor a nueve años (39%) atendiendo adolescentes. Los profesionales residían en casi todas las regiones del país, aunque concentrados en zonas urbanas de La Araucanía (41%) o la Región Metropolitana (29%). Al momento de este estudio, un 90% de ellos se había titulado en un programa de psicología acreditado por la Comisión Nacional de Acreditación o sus agencias. Además, un 98% tenía alguna formación de post-título o post-grado; entre estos últimos, un 20% poseía formación especializada en atención clínica o psicopatología del segmento infanto-juvenil.

Instrumentos

Además del MACI, ya descrito, respondido por la Muestra 1, se empleó la Pauta de Evaluación de Jueces Expertos (PEJE) respondida por la Muestra 2. Por medio de esta pauta, de construcción ad-hoc, se presentó a los psicólogos las definiciones conceptuales del constructo medido por cada escala CT y, luego, los ítems de las mismas. La tarea consistió en juzgar el grado en que cada definición e ítem reflejaban desajuste psicológico en adolescentes chilenos contemporáneos. Para ello, los jueces usaron cinco opciones de respuesta: *no refleja desajuste* (0), *refleja un nivel bajo de desajuste* (1), *refleja un nivel medio de desajuste* (2), *refleja un nivel alto de desajuste* (3), o *refleja una alteración o trastorno* (4). Las definiciones fueron extraídas de Millon (1993). En la Tabla 1 se presentan estas definiciones, junto a ejemplos de ítems prototípicos y no prototípicos, con sus respectivas ponderaciones y clave de respuesta prescrita como indicativa de patología (Millon, 1993). La PEJE incluyó también una sección sobre antecedentes personales y profesionales y un consentimiento informado previamente aprobado por el Comité de Ética pertinente de la Universidad de La Frontera.

Antes de su uso, esta pauta fue respondida por una muestra piloto compuesta por 10 psicólogos comparables a aquellos de la Muestra 2 y, luego, analizada por estos en un grupo focal. La versión final de la PEJE incluyó las modificaciones sugeridas por los profesionales de la muestra piloto.

Tabla 1

Definiciones de los Constructos de las Escalas CT, Ejemplos de Ítems Prototípicos (Ponderación 3) y No Prototípicos (Ponderación 2 o 1) y Clave de Respuesta (Verdadero o Falso)

Escalas CT y definiciones	Ejemplos de ítems (ponderación, clave)
Sumiso. Adolescente que ha aprendido que sentirse bien, seguro/a y confiado/a proviene casi exclusivamente de su relación con otros. Así, en su comportamiento aparece una fuerte necesidad de apoyo externo y una búsqueda importante de seguridad en los demás. Generalmente se comporta en forma pasiva, aceptando lo que las circunstancias le demandan.	1. Preferiría seguir a alguien antes que ser el líder. (3, V) 4. Frecuentemente me desagrada hacer cosas que otros esperan de mí. (1, F)
Dramatizador. Adolescente que se caracteriza por una necesidad importante de estimulación, atención y afecto por parte de los otros. Es una persona que suele reaccionar de forma llamativa y encantadora en el ámbito social, aunque también puede llegar a ser manipuladora y controladora. Tiene un comportamiento social que da la apariencia de confianza y de seguridad en sí mismo/a; sin embargo, detrás de esa imagen, puede existir temor a una autonomía auténtica y una necesidad de señales de aceptación y aprobación.	103. Me gusta ser el centro de atención. (3, V) 101. Casi todo lo que intento me resulta fácil. (2, V)
Egoísta. Adolescente que se caracteriza por tener una imagen muy positiva de sí mismo/a, aprendida, en gran medida, como respuesta a unos padres que lo/a admirán y complacen. Tiende a considerar que es más competente y dotado/a que otros que lo rodean, despliega cierta arrogancia y exceso de confianza en sí mismo/a. Tiende a exigir un trato especial, que se corresponda con su alta valoración personal.	7. Algunas personas piensan que soy un poco presumido/a. (3, V) 39. No me importa mucho lo que otros chicos piensen de mí. (1, V)
Conformista. Adolescente que se muestra prudente, perfeccionista y controlado/a debido, probablemente, a la manifestación de un conflicto interno entre la agresión reprimida hacia otros, y el miedo y la vergüenza a la desaprobación social. En el trato con otras personas suele comportarse de una manera muy controlada, pasiva y dependiente, soportando altas demandas de los demás. Puede ser poco franco/a y tender a adoptar los valores y preceptos de otros, por miedo a la desaprobación social.	9. Siempre trato de hacer lo que es correcto. (3, V) 76. Demasiadas reglas se cruzan en mi camino para hacer lo que quiero. (1, F)
Incomodidad Sexual. Adolescente que experimenta confusión y/o desagrado por sus pensamientos y sentimientos asociados a la sexualidad. Presenta dificultades para integrar en la imagen de sí mismo/a una sexualidad que se manifiesta y proporciona placer; además, puede presentar dificultades para integrar su sexualidad con las actitudes parentales, las creencias culturales y el impacto de los pares. Todo esto le dificulta la tarea del desarrollo de asumir su sexualidad.	62. Disfruto pensando en sexo. (3, F) 55. No creo que haya sido abusado/a sexualmente cuando era niño/a. (2, F)
Sentimientos de Ansiedad. Adolescente que se caracteriza por ser ansioso/a, aprehensivo/a, rígido/a, tenso/a, indeciso/a o inquieto/a. Puede presentar síntomas físicos como rigidez, excesiva transpiración, dolores musculares y náuseas. La ansiedad de este/a adolescente se presenta en un continuo que va desde sintomatología ansiosa normal hasta estados de ansiedad frecuente que repercuten de forma negativa en su funcionamiento general.	133. Últimamente me siento inquieto/a y nervioso/a casi todo el tiempo. (3, V) 150. Frecuentemente me divierto haciendo ciertas cosas que son ilegales. (1, F)

Procedimiento

La Muestra 1 respondió el MACI siguiendo las instrucciones estándares, esto es, se solicitó a los participantes que decidieran si cada ítem describía (opción *verdadero*) o no describía (opción *falso*) su situación personal (Vinet et al., 1999). Previamente, los participantes firmaron un consentimiento informado, el que explicitaba que la información podía ser usada con fines de investigación. La participación fue voluntaria, anónima y sin retribución material.

La Muestra 2 respondió la PEJE a través de un procedimiento en línea, en plataforma WEB. Los psicólogos clínicos que aceptaban la invitación a participar en el estudio accedían a un documento de consentimiento informado en el cual formalizaban su aceptación. Los participantes respondieron siguiendo la misma secuencia: consentimiento informado, antecedentes personales y profesionales, evaluación de las definiciones y, finalmente, evaluación de los ítems. La participación fue voluntaria, con identificación y sin retribución material.

Análisis

A fin de abreviar la tarea de los jueces, el primer conjunto de análisis estuvo dirigido a seleccionar aquellos ítems que, perteneciendo al menos a una de las escalas CT, discriminaban entre no-consultantes y consultantes de la Muestra 1. Para ello, respecto de cada ítem se realizó una comparación de promedios (prueba *t* de Student para grupos independientes) entre las respuestas dadas por estos dos grupos de adolescentes. Se seleccionaron los ítems que presentaron diferencias significativas ($p \leq 0,05$), en cualquier dirección, y tamaños del efecto (*d* de Cohen) iguales o mayores a 0,30, esto es, tolerando una no-superposición mínima de las dos distribuciones de un 21% (Zakzanis, 2001). Los ítems así seleccionados formaron parte de la PEJE.

El segundo conjunto de análisis, basado en las respuestas a la PEJE, estuvo dirigido a dar cumplimiento a los dos objetivos específicos. Preliminarmente, se examinó el acuerdo inter-jueces en la evaluación de las definiciones de los constructos y del contenido de los ítems. Para ello se computaron sendos coeficientes de correlación intraclass (R) según la fórmula ICC (A, k) para modelos Caso 2 de McGraw y Wong (1996). Posteriormente, se indagó la posible presencia de sesgo de constructo en las definiciones y los ítems. Para tal fin se calcularon pruebas *t* de una muestra, con un nivel de significación de 0,05, comparando los promedios de las evaluaciones hechas por los jueces versus el punto central de la escala de evaluación, esto es, el valor 2 (*refleja un nivel medio de desajuste*). En cada comparación se computó, además, el tamaño del efecto según el indicador *d* de Cohen. Operacionalmente se estableció que una definición presentaba sesgo cuando el promedio de las respectivas evaluaciones era significativamente inferior al punto central, indicando que los jueces calificaban la definición como reflejando ningún o poco desajuste psicológico. Se estableció que un ítem presentaba sesgo cuando la evaluación de los jueces, informada por la prueba *t*, no concordaba con la opción de respuesta (*verdadero* o *falso*) que, según el manual del MACI (Millon, 1993) era indicativa de desajuste psicológico en la o las escalas a la cuales ese ítem pertenece (clave de respuesta). La falta de concordancia puede darse en dos situaciones. En la primera, un ítem es percibido por los jueces como reflejando poco o ningún desajuste e, incongruentemente, la opción de respuesta *verdadero* (o suscripción del contenido del ítem como propio) es prescrita por el manual como indicativa de desajuste. En la segunda, un ítem es percibido por los jueces como expresando un desajuste medio o mayor e, incongruentemente, la opción de respuesta *falso* (o la negación del contenido del ítem como propio) es prescrita como indicativa de desajuste.

Resultados

Selección de Ítems Para la PEJE

En los 129 ítems no redundantes de las escalas CT (aquellos que integran al menos una escala CT, sin tomar en cuenta su repetición) se observó que las diferencias entre no-consultantes y consultantes de la Muestra 1 tendían a ser las mismas en hombres y mujeres. Específicamente, en 103 (80%) de las 129 comparaciones los hombres concordaron con las mujeres en producir diferencias significativas (en 85 ítems) o no significativas (en 18 ítems). Esta concordancia es alta, G de Goodman y Kruskal = 0,83, $p < 0,001$. En la totalidad de los 85 ítems con diferencias significativas concordantes, hombres y mujeres coincidieron también en la dirección de estas diferencias. Por tal razón, los análisis subsecuentes fueron realizados con el total de participantes de esta muestra, sin desagregar por sexo. Luego, se identificaron 97 ítems que presentaron

diferencias significativas ($p < 0,05$), en cualquier dirección, entre los promedios de no-consultantes y consultantes. De estos, los 77 ítems que exhibieron un tamaño del efecto $d \geq 0,30$ fueron seleccionados para integrar el listado de ítems de la PEJE.

Análisis de Sesgo de Constructo

En la Muestra 2 se obtuvo un excelente grado de consenso entre los jueces en su evaluación de las definiciones de las seis escalas, $R_s = 0,96$, $p < 0,001$, y de los contenidos de los 77 ítems, $R_c = 0,98$, $p < 0,001$, según los criterios de interpretación propuestos por Rosner (2005).

Definiciones. En la Tabla 2 se exhiben los resultados de la evaluación que los jueces hicieron a las definiciones de los constructos medidos por las escalas CT. Solo las escalas Sumiso y Egoísta parecen estar sesgadas, ya que sus promedios fueron significativamente inferiores al punto central (nivel medio de desajuste). Ambos promedios indican que las correspondientes definiciones reflejan un nivel bajo de desajuste. Las definiciones de las otras escalas CT no parecen estar sesgadas. Por un lado, en las escalas Dramatizador y Conformista los promedios no difirieron significativamente, señalando que sus definiciones reflejan un nivel medio de desajuste. Por otro, en las escalas Incomodidad Sexual y Sentimientos de Ansiedad los promedios fueron significativamente superiores al punto central, indicando que sus definiciones reflejan un alto nivel de desajuste psicológico.

Tabla 2

Resultados de la Evaluación de los Jueces a las Definiciones Conceptuales de las Escalas CT

Escalas CT	M	DT	t(48)	p	d	95% IC
Sumiso	1,76	0,78	-2,20	0,032	0,32	[-0,468, -0,021]
Dramatizador	1,82	0,83	-1,54	0,130		
Egoísta	1,61	0,86	-3,15	0,003	0,45	[-0,635, -0,140]
Conformista	2,12	0,88	0,97	0,336		
Incomodidad Sexual	2,43	1,02	2,94	0,005	0,42	[0,135, 0,722]
Sentimiento de Ansiedad	3,22	0,9	9,57	< 0,001	1,37	[0,967, 1,482]

Ítems. El análisis de los 77 ítems evaluados por los jueces permitió separarlos en tres categorías de resultados: (A) 15 ítems con promedios significativamente inferiores al punto central, (B) 21 ítems sin diferencias significativas y (C) 41 ítems con promedios estadísticamente superiores al punto central. Dada su extensión, estos resultados no son presentados de modo pormenorizado en este artículo (los interesados pueden solicitarlos al primer autor). Todos los ítems A y C presentaron tamaños del efecto $d > 0,30$. Por una parte, nueve de los 15 ítems A (percibidos como reflejando ningún o bajo desajuste) poseen una opción de respuesta discordante en al menos una de las escalas CT a las que pertenecen. Ilustrando estos resultados, en el ítem 6 (“Me gusta como me veo”) la opción de respuesta *verdadero* es prescrita como indicativa de desajuste en las escalas Dramatizador y Egoísta. Por otra parte, la totalidad de los 62 ítems B y C (percibidos como reflejando un nivel de desajuste medio o superior) posee una opción de respuesta discordante. Ilustrando, en el ítem 117 (“Hago lo que quiero sin preocuparme si afecta a los demás”) la opción de respuesta *falso* es prescrita como indicativa de desajuste en las escalas Sumiso, Conformista y Sentimientos de Ansiedad. En conjunto, estos resultados indican que 71 ítems (92%) de los 77 evaluados parecen estar sesgados, puesto que la opción de respuesta prescrita (*verdadero* o *falso*) es discordante con el nivel de desajuste asignado por los jueces al contenido de los mismos. Es relevante mencionar que solo uno de estos ítems es prototípico (1,4% del total de ítems sesgados), esto es, pertenece a la categoría de ítems que, según Millon (1993), debería representar más directamente el constructo medido. Este reactivo corresponde al ítem 9 (“Siempre trato de hacer lo que es correcto”) de la escala Conformista y su sesgo se origina debido a que la suscripción de su contenido es prescrita como indicativa de desajuste y, contrariamente, los jueces opinan que no refleja desajuste.

La Tabla 3 exhibe la distribución de los ítems sesgados y no sesgados en cada escala CT. Allí puede observarse que las seis escalas contienen una alta proporción de ítems sesgados y que tal sesgo ocurre eminentemente cuando, en aquellos ítems catalogados por los jueces como expresando patología, la opción de respuesta *falso* es señalada en el manual del MACI (Millon, 1993) como indicando desajuste. En estos casos, la negación del contenido patológico de un ítem como propio es considerada, paradójicamente, como expresión de desajuste. Menos frecuentes son los casos en que ocurre el sesgo inverso, esto es, en que la suscripción del contenido no patológico de un ítem es considerada como expresión de desajuste.

Tabla 3
Distribución de los Ítems Según Presencia o Ausencia de Sesgo, por Escalas CT

Escalas CT	NIE ^a	Sesgados			No sesgados
		V	F	Total	
Sumiso	25	4	15	19 (76%)	6 (24%)
Dramatizador	28	1	21	22 (79%)	6 (21%)
Egoísta	19	2	14	16 (84%)	3 (16%)
Conformista	31	4	25	29 (94%)	2 (6%)
Incomodidad sexual	20	3	13	16 (80%)	4 (20%)
Sentimiento de ansiedad	25	3	18	21 (84%)	4 (16%)

Nota. NIE = número de ítems evaluados por los jueces; V = opción *verdadero* es prescrita como indicando desajuste en un ítem evaluado por los jueces como no patológico; F = opción *falso* es prescrita como indicando desajuste en un ítem evaluado por los jueces como patológico.

^a Los ítems suman más que los 77 evaluados por los jueces debido a que un mismo ítem puede pertenecer a varias escalas.

Discusión

El presente estudio se propuso examinar, a partir de la opinión de psicólogos clínicos, la presencia de sesgo de constructo en la definición de los conceptos medidos por las seis escalas CT del MACI (Sumiso, Dramatizador, Egoísta, Conformista, Incomodidad Sexual, y Sentimientos de Ansiedad) y, además, en el contenido de los ítems que componen estas escalas. Los resultados sugieren que las definiciones de las escalas Sumiso y Egoísta y una alta proporción de los ítems que componen las seis escalas CT, primordialmente aquellos no prototípicos, presentan algún tipo de sesgo de constructo al ser evaluados en referencia al adolescente chileno.

La presencia de sesgo en las definiciones de los constructos de las escalas Sumiso y Egoísta revela que el significado de estos constructos no parece ser transculturalmente equivalente. En particular, en ambas escalas la definición conceptual formulada por Millon (1993) para adolescentes estadounidenses aludiría a un mayor nivel de desajuste psicológico que el nivel que le asignan los psicólogos chilenos a los adolescentes connacionales. Estos resultados parecen revelar que la diferencia transcultural en el significado de estos dos constructos no se refiere tanto a disparidades en el contenido de las respectivas definiciones, sino más bien a la intensidad con que en cada país se atribuye un carácter psicopatológico a las mismas.

Siguiendo a Vinet (2010), se propone explicar esta falta de equivalencia apelando a la caracterización cultural de Chile como una nación colectivista (Hofstede, 1980; Hofstede et al., 2010), vale decir, como una sociedad que privilegia el logro de los objetivos del grupo por sobre el logro de los objetivos personales de sus miembros. En estas sociedades la adaptación al grupo es prioritaria y, por tanto, sus miembros están dispuestos a ajustar sus comportamientos y a restringir sus necesidades en función de este.

Davis (1994, citado en McCann, 1999) reporta que la escala Sumiso está compuesta por seis dimensiones: asertividad deficiente, respeto a la autoridad, disposición pacífica, ansiedad de apego, adecuación social, y búsqueda de guía. Puesto que estas dimensiones son compatibles con la primacía que las sociedades colectivistas otorgan al grupo y, por tal razón, son socialmente deseables, ellas no representan desajuste psicológico, excepto, quizás, ansiedad de apego. Por otra parte, este mismo autor señala que la escala Egoísta incluye también seis dimensiones: autoimagen admirable, vanidad social, confianza en los propósitos, independencia

auto-sostenida, indiferencia empática, y sentimiento de superioridad. Aunque estas dimensiones claramente aluden a prioridades propias del individualismo, que es el polo opuesto al colectivismo, ellas tampoco reflejan desajuste psicológico sustantivo si se consideran los mandatos evolutivos que impelen al adolescente chileno a establecer una identidad propia en una sociedad colectivista, que actúa dificultando, más que facilitando, tales intentos de autonomía. Aparentemente, el despliegue de comportamientos individualistas es percibido en Chile como una estrategia adaptativa del adolescente frente a un contexto social poco propicio para el desarrollo de su singularidad.

La segunda fuente de sesgo de constructo ocurre cuando la definición operacional del constructo incluye conductas en los ítems que son inapropiadas para medir fielmente el constructo en un grupo cultural particular (van de Vijver & Poortinga, 1997). Por una parte, en este estudio, una minoría de los ítems de las escalas CT fue evaluada por los jueces como expresando ninguna o baja patología, en circunstancias que, según el manual del MACI (Millon, 1993), la clave de respuesta prescrita para estos ítems en, al menos, una de la escalas CT plantea que la suscripción de su contenido es indicativa de patología. Aparentemente, el contenido de estos ítems parece referirse a un mayor nivel de desajuste psicológico en adolescentes norteamericanos que chilenos. Este es el caso del único ítem prototípico (ítem 9 en la escala Conformista; ver Tabla 1) que surgió como sesgado. Este ítem describe una conducta (*tratar de hacer siempre lo correcto*) que, en el contexto de una sociedad colectivista como la chilena, es probablemente percibida como no desajustada por cuanto involucra un acatamiento de las normas sociales. Por otra parte, la gran mayoría de los ítems de las escalas CT presenta un tipo distinto de sesgo. El contenido de estos ítems fue catalogado como patológico por los jueces, percepción que coincide con la naturaleza clínica de este inventario. Sin embargo, la clave de respuesta prescrita para estos ítems —en al menos una de la escalas CT— señala que la no suscripción de su contenido es indicativa de desajuste. En esta situación pareciera que las conductas contenidas en estos ítems aludirían a un mayor nivel de patología en adolescentes chilenos que estadounidenses.

Existe la posibilidad, sin embargo, de que el sesgo de los ítems, revelado por claves de respuesta inversas a la valoración patológica o no patológica hecha por los jueces, no derive de diferencias culturales entre estadounidenses y chilenos en las nociones de ajuste y desajuste psicológicos, como se sugiere en el párrafo precedente. Como se recordará, la casi totalidad de los ítems que aparecieron sesgados son no prototípicos, esto es, fueron seleccionados en Estados Unidos mediante criterios racionales y empíricos. Es probable que la inclusión de estos ítems en las escalas CT obedezca primordialmente a relaciones estadísticas de estos ítems (criterio empírico) observadas en los adolescentes estadounidenses, incluso al precio de perder claridad en el vínculo lógico (criterio racional) entre los ítems y la definición conceptual del constructo que se proponen medir.

Pareciera, entonces, que el sesgo detectado en los ítems no surge mayormente debido a que las conductas descritas por estos sean, en sí mismas, inadecuadas para medir los respectivos constructos en Chile. En lugar de ello, pareciera que este sesgo, evidenciado por la existencia de claves de respuesta inversas, obedece más bien a diferencias culturales en la noción de desajuste adolescente y/o a la primacía de un criterio empírico por sobre un criterio racional en la selección original de los ítems.

¿Qué consecuencias puede tener este conjunto de hallazgos para el uso de las escalas CT en Chile? En la práctica profesional es habitual el uso de las normas chilenas del MACI (Vinet & Forns i Santacana, 2008). Puesto que el empleo de normas implica una comparación del adolescente respecto de la población a la cual pertenece, esta relativización intracultural de los puntajes permite interpretarlos sin la eventual contaminación que acarrearía la menor atribución de patología que se haría en Chile —en contraste con Estados Unidos— a las definiciones de las escalas Sumiso y Egoísta. En las normas chilenas del MACI, como ya se señaló, los puntajes brutos de las escalas CT son linealmente invertidos al ser transformados en puntajes normativos. Esta estrategia está dirigida a revertir el patrón de resultados contra-teóricos que ha sido observado al comparar los puntajes de la escalas CT en adolescentes no consultantes versus consultantes y al correlacionar esos puntajes con medidas de psicopatología. Aunque la experiencia profesional parece indicar que esta estrategia resuelve aceptablemente el problema de la prescripción de claves de respuesta inversas en la puntuación de los ítems sesgados, ella no es óptima, ya que también revierte la contribución de los escasos ítems no sesgados. Quizás, una mejor aproximación para dilucidar este problema sea examinar al interior de cada escala CT las correlaciones entre cada ítem sesgado y los ítems prototípicos, ya que estos últimos carecen mayormente de sesgo.

El sesgo de constructo, sin embargo, permanece indemne cuando se utilizan los puntajes brutos de las escalas CT, como ocurre frecuentemente en investigación. En tales casos se hace necesario tener cierta

precaución en la comprensión de estos puntajes. Así, es recomendable interpretar los puntajes de las escalas Sumiso y Egoísta rebajando el nivel de desajuste que parecen informar. De igual modo, las asociaciones empíricas que presenten estos puntajes con variables externas al MACI deben ser cuidadosamente interpretadas, considerando el efecto que produce el empleo de claves de respuesta inversas.

El presente estudio no está exento de limitaciones. Como una exigencia para abreviar la tarea de los jueces, la PEJE solo incluyó los ítems no redundantes de la escalas CT que discriminaban sustantivamente entre no consultantes y consultantes y que, por tanto, contribuían en mayor medida al surgimiento de resultados contra-teóricos. Aunque los ítems analizados corresponden al 60% de aquellos que componen las escalas CT, no hay razones para suponer que la evaluación de la totalidad de ellos pudiera haber arrojado resultados diferentes. Debe tenerse presente, además, que el examen del sesgo de constructo aquí realizado se apoyó exclusivamente en la opinión proporcionada por psicólogos. Si bien el uso de jueces expertos puede ser una estrategia adecuada (Davidov et al., 2014; van de Vijver, 1998), el empleo de técnicas de análisis multivariado, como escalamiento multidimensional, análisis factorial exploratorio o confirmatorio, o funcionamiento diferencial del ítem (e.g., Mylonas et al., 2014; van de Vijver & Leung, 2011), constituye un enfoque más potente, aunque, a diferencia de lo realizado en el presente estudio, ello exige comparar directamente grupos culturales.

Tres sugerencias pueden ser ofrecidas para estudios posteriores. Los jueces usaron en sus evaluaciones una escala de respuesta que iba desde “no refleja desajuste” hasta “refleja una alteración o trastorno”. Este tipo de escala de respuesta, que abarca desde ausencia hasta presencia máxima de un atributo, es coherente con la concepción unipolar de psicopatología que parece subyacer al MACI. En este sentido, las pautas de interpretación de las escalas (Millon, 1993) contienen descripciones de adolescentes con puntajes altos, pero no incluyen descripciones de aquellos con puntajes bajos. Más allá de la coherencia entre las definiciones conceptual y operacional de los constructos e ítems evaluados por los jueces, sería interesante examinar en el futuro la posibilidad de sesgo usando una escala de respuesta bipolar, esto es, que cubra desde una presencia máxima de un atributo (“refleja completo ajuste”) hasta una presencia máxima del atributo contrario (“refleja una alteración o trastorno”). Esta última modalidad de evaluación contribuiría a clarificar si las escalas e ítems CT juzgados como expresando nulo o bajo desajuste están midiendo, más bien, ajuste. Una segunda sugerencia deriva del hecho que la evaluación de los jueces estuvo centrada en la categoría general “adolescentes chilenos contemporáneos”, sin diferenciación por sexo, nivel socioeconómico, etnia u otra variable sociodemográfica. Debido a que estas variables son fuente de variación cultural (Betancourt & Flynn, 2009), sería interesante examinar la presencia de sesgo de constructo tomando en cuenta estas diferenciaciones poblacionales. Una tercera sugerencia para estudios venideros se refiere a la inclusión adicional de definiciones e ítems que no aparecen como CT, a fin de indagar, a modo de condición de control, si la evaluación de los jueces es consistente con la idea de que dichas definiciones e ítems no presentan sesgo de constructo.

Finalizando, este estudio ilustra la relevancia que tiene indagar el sesgo de constructo en instrumentos originados en otras culturas, una práctica más bien descuidada por los investigadores. La presencia de este sesgo en culturas diferentes a aquella en que se construyó el test puede amenazar la validez de las inferencias que se hacen a partir de sus puntajes o, al menos, relativizar su interpretación. Con todo, debe considerarse que este sesgo no es una propiedad intrínseca de un instrumento, sino una anomalía que surge de la aplicación del instrumento en un grupo cultural particular (van de Vijver & Tanzer, 2004).

Referencias

- Alarcón, P., Vinet, E. & Salvo, S. (2005). Estilos de personalidad y desadaptación social durante la adolescencia. *Psykhe*, 14(1), 3-16. doi:10.4067/S0718-222820050001000267
- Betancourt, H. & Flynn, P. M. (2009). The psychology of health: Physical health and the role of culture in behavior. En F. A. Villarruel, G. Carlo, J. M. Grau, M. Azmitia, N. J. Cabrera & T. J. Chahin (Eds.), *Handbook of US Latino psychology: Developmental and community-based perspectives* (pp. 347-361). Thousand Oaks, CA: SAGE.
- Blumentritt, T. L., Angle, R. L. & Brown, J. M. (2004). MACI personality patterns and DSM-IV symptomology in a sample of troubled Mexican-American adolescents. *Journal of Child and Family Studies*, 13, 163-178. doi:10.1023/B:JCFS.0000015705.84619.36
- Blumentritt, T. L. & Wilson VanVoorthis, C. R. (2004). The Millon Adolescent Clinical Inventory: Is it valid and reliable for Mexican American youth? *Journal of Personality Assessment*, 83, 64-74. doi:10.1207/s15327752jpa8301_06
- Casullo, M. M. & Castro Solano, A. (2002). Patrones de personalidad, síndromes clínicos y bienestar psicológico en adolescentes. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 7, 129-140. doi:10.5944/rppc.vol.7.num.2.2002.3927
- Chahín-Pinzón, N. (2014). Aspectos a tener en cuenta cuando se realiza una adaptación de test entre diferentes culturas. *Psychologica: Avances de la Disciplina*, 8(2), 109-112.

- Davidov, E., Meuleman, B., Cieciuch, J., Schmidt, P. & Billiet, J. (2014). Measurement equivalence in cross-national research. *Annual Review of Sociology*, 40, 55-75. doi:10.1146/annurev-soc-071913-043137
- Elousa, P., Mujika, J., Almeida, L. S. & Hermosilla, D. (2014). Procedimientos analítico-racionales en la adaptación de tests. Adaptación al español de la batería de pruebas de razonamiento. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 46, 117-126. doi:10.1016/S0120-0534(14)70015-9
- He, J. & van de Vijver, F. J. R. (2013). Methodological issues in cross-cultural studies in educational psychology. En G. A. D. Liem & A. B. I. Bernardo (Eds.), *Advancing cross-cultural perspectives on educational psychology: A festschrift for Dennis M. McInerney* (pp. 39-56). Charlotte, NC: Information Age.
- Hofstede, G. (1980). *Culture's consequences: International differences in work-related values*. Newbury Park, CA: SAGE.
- Hofstede, G., Hofstede, G. J. & Minkov, M. (2010). *Cultures and organizations: Software of the mind. Intercultural cooperation and its importance for survival*. New York, NY: McGraw Hill.
- International Test Commission (2010). *International Test Commission guidelines for translating and adapting tests. Version 2010*. Extraído de [http://www.psyktestbarn.no/cms/ptb_mm.nsf/lupgraphics/ITC%20guidelines.pdf/\\$file/ITC%20guidelines.pdf](http://www.psyktestbarn.no/cms/ptb_mm.nsf/lupgraphics/ITC%20guidelines.pdf/$file/ITC%20guidelines.pdf)
- McCann, J. T. (1999). *Assessing adolescents with the MACI: Using the Millon Adolescent Clinical Inventory*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- McGraw, K. O. & Wong, S. P. (1996). Forming inferences about some intraclass correlation coefficients. *Psychological Methods*, 1, 30-46. doi:10.1037/1082-989X.1.1.30
- Meiring, D., van de Vijver, A. J. R., Rothmann, S. & Barrick, M. R. (2005). Construct, item, and method bias of cognitive and personality tests in South Africa. *SA Journal of Industrial Psychology*, 31(1), 1-8. doi:10.4102/sajip.v31i1.182
- Melipillán Araneda, R., Cova Solar, F., Rincón González, P. & Valdivia Peralta, M. (2008). Propiedades psicométricas del Inventario de Depresión de Beck-II en adolescentes chilenos. *Terapia Psicológica*, 26, 59-69. doi:10.4067/S0718-48082008000100005
- Millon, T. (1969). *Modern psychopathology: A biosocial approach to maladaptive learning and functioning*. Philadelphia, PA: Saunders.
- Millon, T. (1990). *Toward a new personology: An evolutionary model*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- Millon, T. (1993). *Millon Adolescent Clinical Inventory manual*. Minneapolis, MN: National Computer Systems.
- Mylonas, K., Furnham, A. & Country Collaborators (2014). Bias in terms of culture and a method for reducing it: An eight-country "Explanations of Unemployment Scale" study. *Educational and Psychological Measurement*, 74, 77-96. doi:10.1177/0013164413502669
- Reynolds, C. R. & Suzuki, L. A. (2013). Bias in psychological assessment: An empirical review and recommendations. En J. R. Graham, J. A. Naglieri & I. B. Weiner (Eds.), *Handbook of psychology. Volume 10: Assessment psychology* (2^a ed., pp. 82-113). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Rios, J. A. & Sireci, S. G. (2014). Guidelines versus practices in cross-lingual assessment: A disconcerting disconnect. *International Journal of Testing*, 14, 289-312. doi:10.1080/15305058.2014.924006
- Rosner, B. (2005). *Fundamentals of biostatistics* (6^a ed.). Pacific Grove, CA: Duxbury Press.
- Sánchez Fernández, J., Muñoz Leiva, F. & Montoro Ríos, F. J. (2009). ¿Cómo mejorar la tasa de respuesta en encuestas online? *Revista de Estudios Empresariales*, 1, 45-62.
- Triandis, H. C. (2001). Individualism-collectivism and personality. *Journal of Personality*, 69, 907-924. doi:10.1111/1467-6494.696169
- van de Vijver, F. J. R. (1998). Towards a theory of bias and equivalence. En J. A. Harkness (Ed.), *Cross-cultural survey equivalence* (ZUMA-Nachrichten Spezial N° 3; pp. 41-65). Mannheim, Alemania: ZUMA.
- van de Vijver, F. J. R. & Leung, K. (2011). Equivalence and bias: A review of concepts, models, and data analytic procedures. En D. Matsumoto & F. J. R. van de Vijver (Eds.), *Cross-cultural research methods in psychology* (pp. 17-45). New York, NY: Cambridge University Press.
- van de Vijver, F. J. R. & Poortinga, Y. H. (1997). Towards an integrated analysis of bias in cross-cultural assessment. *European Journal of Psychological Assessment*, 13, 29-37. doi:10.1027/1015-5759.13.1.29
- van de Vijver, F. J. R. & Tanzer, N. K. (2004). Bias and equivalence in cross-cultural assessment: An overview. *European Review of Applied Psychology*, 54, 119-135. doi:10.1016/j.erap.2003.12.004
- Vinet, E. V. (2010). Relativismo cultural del modelo de personalidad de Millon en América Latina: un estudio con adolescentes. *Interdisciplinaria*, 27, 23-40.
- Vinet, E. V. & Alarcón, P. (2003). El inventario Clínico Para Adolescentes de Millon (MACI) en la evaluación de adolescentes chilenos. *Psykhe*, 12(1), 39-55.
- Vinet, E. V., Barrera-Herrera, A. & Salinas-Oñate, N. (2014). El MACI en Chile: desarrollo culturalmente pertinente de un test para adolescentes. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 37, 123-145.
- Vinet, E. V., Brió, C., Correa, P., Díaz, P., Diez, M., Echeverría ... Vargas, A. (1999). *MACI: Inventario Clínico Para Adolescentes de Millon. Traducción y adaptación chilena para uso exclusivo en investigación*. Manuscrito no publicado, Departamento de Psicología, Universidad de La Frontera, Temuco, Chile.
- Vinet, E. V. & Forns i Santacana, M. (2006). El Inventario Clínico Para Adolescentes de Millon (MACI) y su capacidad para discriminar entre población general y clínica. *Psykhe*, 15(2), 69-80. doi:10.4067/S0718-22282006000200007
- Vinet, E. V. & Forns i Santacana, M. (2008). Normas chilenas para el MACI: una integración de criterios categoriales y dimensionales. *Terapia Psicológica*, 26, 151-163. doi:10.4067/S0718-48082008000200001
- Vinet E. V. & Forns i Santacana, M. (2009). Validación de los puntajes de corte del MACI a través de las escalas clínicas del MMPI-A. *Psykhe*, 18(1), 11-25. doi:10.4067/S0718-222820090001000236
- Vinet, E. V., Salvo, S. & Forns, M. (2005). Adolescentes no-consultantes en riesgo: una evaluación a través del MACI. *Anuario de Psicología*, 36, 83-97.
- Zakzanis, K. K. (2001). Statistics to tell the truth, the whole truth, and nothing but the truth: Formulae, illustrative numerical examples, and heuristic interpretation of effect size analyses for neuropsychological researchers. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 16, 653-667. doi:10.1093/arclin/16.7.653

Fecha de recepción: Mayo de 2015.

Fecha de aceptación: Octubre de 2015.