



Revista Latinoamericana de Psicología

www.elsevier.es/rlp



ORIGINAL

Self-Description Questionnaire II (versión breve): evidencia de fiabilidad y validez en una muestra de adolescentes chilenos



Nelly Lagos-San Martín^a, José M. García-Fernández^b, Cándido J. Inglés^{c,*},
María D. Hidalgo^d, María S. Torregrosa^e y María I. Gómez-Núñez^b

^a Departamento de Ciencias de la Educación, Universidad del Bío-Bío, Chillán, Chile

^b Departamento de Psicología Evolutiva y Didáctica, Universidad de Alicante, Alicante, España

^c Departamento de Psicología de la Salud, Universidad Miguel Hernández, Elche, España

^d Departamento de Psicología Básica y Metodología, Universidad de Murcia, Murcia, España

^e Departamento de Ciencias Sociales, Jurídicas y de la Empresa, Universidad Católica de Murcia, Murcia, España

Recibido el 26 de mayo de 2013; aceptado el 15 de abril de 2015

Disponible en Internet el 4 de diciembre de 2015

PALABRAS CLAVE

Self-Description
Questionnaire II
(versión breve);
Adolescencia;
Autoconcepto;
Medida;
Evaluación

Resumen El objetivo de este estudio fue analizar la fiabilidad y validez de las puntuaciones de la versión breve del Self-Description Questionnaire II (SDQ-II-S) en población chilena. La muestra se compuso de 1255 adolescentes chilenos, con un rango de edad de 13 a 17 años ($M = 15.10$; $DT = 1.30$). El análisis factorial confirmatorio corroboró la estructura original de 11 factores correlacionados del SDQ-II-S. La multidimensionalidad del cuestionario también fue avalada por la pequeña magnitud de las correlaciones entre los 11 factores ($M = 0.26$). Los coeficientes alfa de Cronbach variaron desde 0.70 hasta 0.84, y se destacó una adecuada fiabilidad. Para profundizar en el análisis de la validez de constructo del SDQ-II-S, se relacionaron las puntuaciones de las diferentes escalas con puntuaciones en medidas de ansiedad (Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo) y autoeficacia (Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas). Los resultados pusieron de manifiesto que estos cuestionarios permiten analizar constructos diferenciados aunque relacionados. Los datos de este trabajo destacan que el SDQ-II-S presenta adecuadas propiedades psicométricas en población chilena, contrarrestando las carencias existentes en lo que respecta a la evaluación del autoconcepto, y resaltan interesantes aplicaciones tanto en el ámbito aplicado como en el de la investigación.

© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: cjingles@umh.es (C.J. Inglés).

KEYWORDS

Self-Description
Questionnaire II
(short version);
Adolescence;
Self-concept;
Measurement;
Evaluation

Self-Description Questionnaire II (short version): evidence of reliability and validity in a sample of Chilean adolescents

Abstract This study sought to analyse the reliability and validity of the scores from the Short Version of the Self-Description Questionnaire II (SDQ-II-S). The sample consisted of 1255 Chilean adolescents with an age range of 13–17 years ($M = 15.10$; $SD = 1.30$). Confirmatory factor analyses verified the original supported 11-factor structure of the SDQ-II-S. The multidimensionality of the questionnaire was also supported by small magnitude of correlations among factors ($M = 0.26$). Cronbach's alpha coefficients ranged from 0.70 to 0.84, showing adequate reliability. For further analyses of the construct validity of SDQ-II-S, scores of the different scales were related to scores on anxiety (State Anxiety Inventory-Trait) and self-efficacy measurements (Academic Situations Specific Perceived Self-Efficacy Scale). The results revealed that those questionnaires assess different –yet related– constructs. The data presented indicate that the SDQ-II-S shows adequate psychometric properties in the Chilean population, thereby countering the current scarcity of appropriate self-concept assessment measurements, and displaying interesting applications both in the applied and research areas.

© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

El autoconcepto ha sido considerado como un factor mediador en la consecución de resultados deseables en diferentes ámbitos (e.g., académicos, psicosociales; véase [Marsh, Craven & McInerney, 2003](#), para una revisión). Este hecho conlleva a su amplio estudio desde diferentes áreas de la psicología, entre ellas la psicología de la educación. El analizar este constructo en la adolescencia resulta especialmente relevante, debido a que el autoconcepto en esta etapa sufre importantes transformaciones basadas en el progresivo desarrollo cognitivo y en el creciente número de contextos en los que se desenvuelve el adolescente, además hace que las descripciones sean más abstractas y diferenciadas que en etapas anteriores ([Shavelson, Hubner & Stanton, 1976](#)).

Pese a que los trabajos que abordan el estudio del autoconcepto son numerosos, es fundamental establecer una definición clara del mismo para su correcto abordaje y esta pasa, necesariamente, por su localización en un determinado marco teórico. En este sentido se destaca que en el estudio del autoconcepto lo que presentan dos corrientes teóricas principales es la presencia a su estructura, que enmarcan los diferentes trabajos realizados al respecto y sirven de apoyo teórico para el desarrollo de los diferentes instrumentos elaborados para su evaluación.

La primera de ellas define el autoconcepto como un constructo unidimensional, en el que se considera la existencia de un factor global, general del autoconcepto (e.g., [Coopersmith, 1981](#)). Por el contrario, la segunda corriente aboga por una idea multidimensional del autoconcepto, y considera que este está conformado por diferentes facetas (e.g., social, académica, emocional).

Esta última corriente está teóricamente avalada por el modelo de [Shavelson et al. \(1976\)](#), quienes definen el autoconcepto como la percepción que el individuo tiene de sí mismo, igualmente constatan que esta percepción de uno mismo se forma a través de las propias experiencias y está influida por los refuerzos del entorno y las evaluaciones de otras personas significativas. Estos autores señalan que el

autoconcepto se caracteriza por ser un constructo multidimensional, jerárquicamente organizado y diferenciable de otros constructos relacionados. En lo que respecta a su organización jerárquica, [Shavelson et al. \(1976\)](#) postularon que el autoconcepto general se divide en académico y no académico y, posteriormente, estas dimensiones se subdividen en otras más específicas (e.g., matemática, verbal, apariencia física), así, también corroboran su multidimensionalidad.

Este modelo teórico ha sido ampliamente contrastado desde el punto de vista empírico (e.g., [Marsh, 2006](#)) y ha servido de base a los cuestionarios que con mayor frecuencia se utilizan en la actualidad para la evaluación del constructo (véase [Butler & Gasson, 2005](#), para una revisión). El *Self-Description Questionnaire II Short* (SDQ-II-S) parte de esta definición del constructo y por ello, al analizar los estudios llevados a cabo en población chilena para la medición del autoconcepto, se tendrán en cuenta únicamente aquellos trabajos que utilicen la misma escala o partan de una concepción multidimensional del constructo.

Cuestionarios, inventarios y escalas del autoconcepto en Chile

Actualmente, son escasas las medidas de autoinforme disponibles en Chile que evalúen el autoconcepto desde una perspectiva multifacética o multidimensional. En este sentido, la revisión realizada ha permitido identificar únicamente tres instrumentos que se basan en esta perspectiva teórica para el análisis del autoconcepto: la *Tennessee Self-concept Scale* (TSCS), la Escala de Autoconcepto para Niños de Piers-Harris y el Cuestionario de Autoconcepto Forma 5 (AF5).

La TSCS ([Fitts, 1965](#)) consta de 100 ítems que permiten evaluar cinco grandes áreas: yo físico (que describe la visión que el individuo tiene respecto a su apariencia física y sus habilidades y destrezas), yo moral-ético (atiende a la visión moral y el sentido religioso, a la concepción sobre ser buena

o mala persona), yo personal (entendido como el sentido de autovalía personal), yo familiar (describe la valoración que el individuo realiza sobre sí mismo como miembro de su familia) y yo social (hace referencia a la valoración que el individuo realiza sobre su valía en las interacciones sociales).

Estas cinco áreas son exploradas en relación con tres dimensiones: identidad (qué soy), autosatisfacción (cuán satisfecho me encuentro conmigo mismo) y comportamiento (qué hago). Estas dimensiones se combinan de forma que permiten establecer un marco de referencia desde el cual interpretar el modo en el que cada individuo se describe. Además, cuenta con una escala independiente denominada autocrítica.

A pesar de que esta escala fue traducida y validada en población chilena (Atallat, 1990), los resultados de este trabajo no han trascendido. Alfaro-García y Santiago-Negrón (2002) también utilizaron esta escala para analizar el autoconcepto en una muestra de adolescentes chilenos. No obstante, los resultados de este trabajo no permitieron confirmar la estructura factorial inicial de la TSCS. Pese a estas limitaciones, la TSCS ha sido frecuentemente utilizada con niños (e.g., Villarroel, 2001; Villarroel, 2002) y adolescentes chilenos (e.g., Denegri, Opazo & Martínez, 2007).

La Escala de Autoconcepto para Niños de Piers-Harris (Piers, 1984) fue adaptada y estandarizada en Chile por Gorostegui (1992) aunque, desafortunadamente, los resultados tampoco han tenido difusión. La adaptación realizada por Gorostegui (1992) está destinada a niños de edad escolar entre 3.º y 6.º básico (8–11 años). La escala consta de 70 ítems, los cuales se responden mediante una escala dicotómica (sí o no), identificando una puntuación global del autoconcepto y seis dimensiones específicas: felicidad y satisfacción (atiende al valor que el individuo otorga al ser valioso para los demás y estar en paz consigo mismo), estatus intelectual y escolar (se refiere a la imagen sobre las propias capacidades intelectuales), apariencia y atributos físicos (opinión sobre el propio cuerpo y aceptación de la propia imagen), ansiedad (respecto a uno mismo o a la dependencia respecto al juicio de los demás), popularidad (referida a la imagen sobre la relación con los demás, empatía y aceptación) y conducta (incluye la imagen que el alumno tiene sobre su propia conducta). A pesar de la escasa difusión de la versión adaptada de la escala, esta ha sido empleada en diversos trabajos con población infantil chilena (e.g., Heresi, Senra & Nelson, 1995; Villarroel, 2001; Villarroel, 2002).

Finalmente, el AF5 (García & Musitu, 1999) ha sido validado en varias muestras de estudiantes universitarios chilenos (e.g., García, Musitu, Riquelme & Riquelme, 2011; Riquelme & Riquelme, 2011; Véliz & Apocada, 2012). Este cuestionario está formado por cinco dimensiones: autoconcepto académico/laboral (que analiza la percepción que el individuo tiene de sí mismo como estudiante o trabajador), autoconcepto social (se refiere a la percepción que la persona tiene sobre su funcionamiento en las relaciones sociales), autoconcepto emocional (atiende a la percepción de la persona sobre su estado emocional y sus respuestas ante situaciones específicas), autoconcepto y sus respuestas (hace referencia a la percepción sobre la implicación y participación en el medio familiar) y autoconcepto físico (analiza la percepción del individuo sobre su apariencia física y su

condición físico-deportiva). Pese a que la estructura de cinco factores ha sido ampliamente constatada en población española (véase García & Musitu, 2014, para una revisión), los resultados de los estudios en población chilena revelan incongruencias respecto al número de dimensiones o factores que conforman su estructura factorial, sin ser posible replicar en todos los casos la estructura penta factorial del cuestionario. A pesar de estas diferencias en lo que respecta a la estructura factorial, todos los estudios indicaron coeficientes de consistencia interna satisfactorios en la mayoría de las escalas identificadas.

Al atender a los contenidos de las escalas evaluadas por los diferentes cuestionarios se observa cierta similitud en su contenido. Así, los tres cuestionarios consideran como dimensiones relevantes en la definición del sí mismo en la etapa adolescente aquellas que tienen que ver con el ámbito físico, social, familiar y personal/emocional. Asimismo, dos de estos instrumentos (la Escala de Autoconcepto para Niños de Piers-Harris y el AF5) incluyen también una medida en el ámbito académico. Sin embargo, pese a la similitud en los contenidos evaluados, únicamente la *Tennessee Self-concept Scale* fue traducida y validada usando una muestra de adolescentes chilenos (Atallat, 1990). Sin embargo, la Escala de Autoconcepto para Niños de Piers-Harris y el AF5 partieron de muestras infantiles y universitarias, respectivamente, lo cual limita su adecuación para la evaluación del autoconcepto en la adolescencia.

Asimismo, a pesar de que la *Tennessee Self-concept Scale* es aplicable en la muestra de estudio, los trabajos previos no han podido replicar su estructura factorial, lo cual pone de manifiesto que no es posible establecer una confirmación empírica de que los elementos teóricamente diseñados para evaluar una determinada dimensión realmente permitan su evaluación. Esta cuestión resulta problemática en tanto que no se puede verificar que efectivamente el instrumento evalúe aquello que pretende, esto es, la multidimensionalidad del autoconcepto.

Las limitaciones encontradas en los trabajos de validación de medidas multidimensionales del autoconcepto en muestra chilena, unidas a la amplia difusión de SDQ-II para la evaluación del autoconcepto en la adolescencia (véase Marsh, 2006, para una revisión), ponen de relieve la idoneidad de uso de la versión abreviada del SDQ-II para suplir las carencias presentadas por la investigación previa. En este sentido, el SDQ-II-S es una prueba especialmente diseñada para la evaluación del autoconcepto en la etapa adolescente, la reducción en el número de ítems agiliza su aplicación (manteniendo las garantías psicométricas de la versión original, como se detalla en el suplemento) y permite analizar las mismas dimensiones propuestas por los cuestionarios anteriormente mencionados, aunque de una forma más detallada.

De hecho, dado que estudios recientes sobre la configuración jerárquica del autoconcepto han puesto de manifiesto el mejor ajuste factorial de los modelos multidimensionales de primer orden frente a los modelos jerárquicos (Guerin, Marsh & Farnose, 2003; Inglés et al., 2012), se considera que el SDQ-II-S permitiría tener una visión más ajustada del autoconcepto permitiría tener una visión más ajustada. Esto se debe a que en el resto de cuestionarios analizados aglutinan en una dimensión (e.g., física) una serie de características que no necesariamente han de estar relacionadas

(e.g., atractivo y habilidad físico-deportiva) y que, al ser consideradas de forma unitaria, pueden reducir la capacidad del instrumento para la identificación del constructo, reduciendo así su utilidad evaluativa y de intervención. Estas cuestiones pretenden ser subsanadas con el uso del SDQ-II-S.

Evidencia previa de la fiabilidad y validez de las puntuaciones del Self-Description Questionnaire II (versión breve)

El SDQ-II es una de las medidas multidimensionales del auto-concepto más frecuentemente usadas en la investigación y considerada entre las mejores en términos de propiedades psicométricas y validez de constructo (Ellis, Marsh & Richards, 2002; Inglés et al., 2012; Leach, Henson, Odom & Cagle, 2006). El SDQ-II se basa en el modelo multidimensional propuesto por Shavelson et al. (1976) y presenta dimensiones que permiten reflejar las diferentes facetas propuestas por estos autores. Así, este cuestionario presenta 11 dimensiones de autoconcepto: a) tres académicas (verbal, matemático y académico general), que analizan la habilidad, disfrute e interés en áreas académicas concretas o en las materias escolares en general; b) siete no académicas (habilidad física, apariencia física, relaciones con el mismo sexo, relaciones con el sexo opuesto, relaciones con los padres, sinceridad-veracidad, estabilidad emocional), que evalúan, respectivamente, las habilidades en el ámbito físico o deportivo, el atractivo físico, las relaciones percibidas respecto a diferentes agentes sociales, la sinceridad y el bienestar emocional; y c) una que evalúa la satisfacción del sujeto consigo mismo (autoestima).

Aunque el SDQ-II tiene amplia aplicabilidad en muchas áreas de la psicología, su longitud (102 ítems), a veces, limita su utilidad. En este sentido, dicha longitud puede ser aceptable cuando el SDQ-II se administra solo. Sin embargo, el SDQ-II es percibido, con frecuencia, como demasiado largo por los investigadores y por el alumnado, sobre todo, cuando se pretende administrar junto a otros instrumentos. Con el fin de solventar esta cuestión, Ellis et al. (2002) revisaron la versión original del SDQ-II. Atendiendo a las propiedades psicométricas de los ítems y su relevancia para la definición de la escala a la que pertenecían, se consiguió reducir el número total de ítems a la mitad (manteniendo el mismo número de dimensiones), así, dio lugar a la versión abreviada del cuestionario: el SDQ-II-S. Estos autores también constataron, mediante análisis factorial confirmatorio, que en la versión abreviada se replicaba el modelo de 11 factores primarios correlacionados hallado para la versión original del cuestionario.

La coherencia de la estructura factorial en ambos instrumentos fue evaluada por Marsh, Ellis, Parada, Richards y Heubeck (2005). Estos autores constataron, mediante análisis factorial multigrupo, que la estructura de 11 factores correlacionados se mantenía invariante entre la versión original (102 ítems) y la versión abreviada (51 ítems) del cuestionario. Asimismo, con el fin de incrementar la validez de la versión abreviada del cuestionario, Bodkin-Andrews, Ha, Craven y Yeung (2010) analizaron, mediante análisis de equivalencia transcultural del SDQ-II-S en estudiantes de educación secundaria australianos (indígenas versus no indígenas). Los resultados revelaron que la estructura factorial

de 11 dimensiones correlacionadas del SDQ-II-S se mantenía invariante en los dos grupos analizados.

El que el cuestionario utilizado parta de un modelo teórico ampliamente avalado, que presente adecuadas propiedades psicométricas (comparables a las de la versión original, cuya adecuación y uso en población adolescente han sido profusamente constatadas) y que en la actualidad esté siendo utilizado en diferentes países (e.g., Nishikawa, Hägglöf & Sundbom, 2010; Nishikawa, Sundbom & Hägglöf, 2010; Simmons & Hay, 2010), ponen de manifiesto su relevancia y utilidad para suplir las carencias existentes en población chilena respecto a la evaluación del autoconcepto.

Validez de constructo: relaciones entre autoconcepto, ansiedad estado, ansiedad rasgo y autoeficacia

Lazarus y Folkman (1986) ponen de relieve que el individuo evalúa constantemente su entorno, destacando que en esta evaluación resulta fundamental la valoración cognitiva, que depende de factores personales y situacionales. Atendiendo a esta conceptualización, se considera que el autoconcepto puede convertirse en el marco de referencia que facilita la evaluación e interpretación de la realidad, pudiendo ser así un factor relevante para la ansiedad.

La ansiedad puede ser conceptualizada como: a) una reacción emocional episódica, caracterizada por sentimientos negativos, conscientemente percibidos, de tensión y preocupación que cambian de intensidad con el transcurrir del tiempo (ansiedad estado) o b) una característica relativamente estable, una tendencia habitual a reaccionar ansiosamente y que se configura como una variable de personalidad (ansiedad rasgo).

La relación entre ansiedad estado y rasgo y el autoconcepto ha sido evaluada por González, Marcilla y González (1996). Para ello, reclutaron una muestra de 389 estudiantes de 12 y 13 años a los que se les administró el Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI) y el Cuestionario de Autoconcepto Forma A, que analiza diferentes dimensiones del autoconcepto (académico, social, emocional y familiar). Los resultados de este estudio revelaron que las correlaciones entre ansiedad estado y ansiedad rasgo y autoconcepto académico, social, emocional y familiar fueron negativas y estadísticamente significativas. Resultados similares han sido presentados por Biaggio, Crano y Crano (1986) y por Acun (2011), corroborando la relación negativa entre ambas dimensiones de la ansiedad y el autoconcepto.

La autoeficacia y el autoconcepto son dos términos estrechamente relacionados entre sí aunque hacen referencia a constructos conceptualmente diferentes (Bong & Skaalvik, 2003; Ferla, Valcke & Cai, 2009). Así, mientras el autoconcepto se caracteriza por su estabilidad y en su formación destaca la importancia de la comparación social (Shavelson et al., 1976), la autoeficacia hace referencia a valoraciones específicas del contexto, lo que la hace más fácilmente modificable (Marsh et al., 2003). De esta forma, mientras la autoeficacia permite establecer juicios sobre tareas o actividades concretas para las que un individuo se siente capacitado (confianza para realizar una determinada tarea), el autoconcepto incluye evaluaciones globales sobre la valía

en una determinada área (habilidad percibida; Bong & Skaalvik, 2003; Zimmerman & Cleary, 2006). De hecho, según Bandura (1997) es posible tener una alta autoeficacia académica sobre una tarea concreta, aunque se tenga un bajo autoconcepto académico general, y obtener buenos resultados académicos. La relación entre estos constructos ha sido evaluada en diversos trabajos en los que se destaca que los juicios de autoeficacia académica correlacionan de forma positiva y significativa con el autoconcepto académico (e.g., Ferla et al., 2009; García-Fernández et al., 2010; Huang, 2012; Pietsch, Walker & Chapman, 2003; Skaalvik, 1997).

El presente estudio

Como ha sido indicado previamente, el objetivo general de este estudio es examinar las evidencias de fiabilidad y validez de las puntuaciones del SDQ-II-S en una muestra de 1255 adolescentes chilenos, con el fin de contar con una medida adecuada para la evaluación del autoconcepto en esta población. Para ello, se analizará la estructura factorial de las puntuaciones del SDQ-II-S en población chilena, se calculará la consistencia interna de las diferentes dimensiones del cuestionario y se evaluará la validez de constructo del instrumento atendiendo a dos constructos teóricamente vinculados con el autoconcepto: la ansiedad y la autoeficacia.

Método

Participantes

Para la selección de los participantes se llevó a cabo un muestreo aleatorizado por conglomerados, las unidades primarias de muestreo fueron las zonas geográficas (comunas) de la provincia de Ñuble en la Región del Bío-Bío (Chile), se seleccionó un centro de cada una de ellas. Las unidades secundarias fueron los colegios o liceos de cada zona y, finalmente, las unidades terciarias fueron las aulas de primero a cuarto medio (14–17 años). La muestra estuvo formada por 21 centros de áreas rurales y urbanas, de forma que cada zona geográfica estuvo representada por un centro. En cada centro se seleccionaron aleatoriamente cuatro aulas, una por cada curso, con aproximadamente 93 sujetos por centro.

El total de sujetos reclutados fue de 1314, de los que 59 (4.49%) fueron excluidos por errores u omisiones en sus respuestas o por no tener consentimiento de los padres para participar en la investigación. La muestra definitiva se compuso de 1255 estudiantes, con un rango de edad de 13 a 17 años ($M = 15.10$; $DE = 1.30$) y una distribución homogénea de los estudiantes en función del sexo ($n = 639$ chicos) y la edad (13 años, $n = 181$; 14 años, $n = 228$; 15 años, $n = 371$; 16 años, $n = 237$; y 17 años, $n = 238$) ($\chi^2 = 3.62$; $p = 0.46$).

Instrumentos

Self-Description Questionnaire II (versión breve) (Ellis et al., 2002)

Los 51 ítems del SDQ-II-S son puntuados mediante una escala de 6 puntos (1 = *falso*; 6 = *verdadero*), los cuales se encuentran distribuidos en las 11 escalas anteriormente descritas:

habilidad física, apariencia física, relaciones con el mismo sexo, relaciones con el sexo opuesto, relaciones con padres, sinceridad-veracidad, estabilidad emocional, verbal, matemático, académico general y autoestima. No existen puntos de corte para definir autoconceptos altos o bajos, por lo que una puntuación alta en una escala indica un autoconcepto positivo en el área.

Adaptación del cuestionario

Como parte del proceso de adaptación del instrumento a la población de estudio se utilizó un diseño de traducción inversa (Hambleton, 1994; Hambleton & Kanjee, 1995). En un primer momento, la versión original del SDQ-II-S fue traducida al español por un nativo chileno con un título en traducción, especialización en inglés, y un profesor de psicología evolutiva y educacional con conocimiento de ambas culturas.

Una vez terminada la traducción al español, esta fue traducida de nuevo al inglés por un traductor nativo con un título de español y conocimiento también de ambas culturas. Tras este proceso se compararon ambas versiones (original y traducida) y los traductores introdujeron las correcciones pertinentes sobre la versión española final. En la versión española la escala académica verbal, referida al conocimiento de la lengua inglesa en la versión original, fue referida a lengua española. Antes de la aplicación de la prueba a la muestra de estudio se administró la versión obtenida a un grupo focal de adolescentes, atendiendo a las posibles dificultades lingüísticas para responder a esta versión del cuestionario. No resultó necesario eliminar ningún ítem ni modificarlo significativamente durante el proceso de traducción. La traducción española (versión chilena) está disponible mediante petición al tercer autor.

Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (Spielberg, Gorsuch & Lushene, 1970)

El STAI es un cuestionario que evalúa dos aspectos: ansiedad estado (la ansiedad como situación pasajera de un momento determinado) y ansiedad rasgo (como la tendencia a experimentar ansiedad de forma más duradera y constante a lo largo del tiempo). Consta de un total de 40 ítems (20 por cada uno de los factores) puntuados en una escala Likert de tres puntos (1 = *nada*; 3 = *mucho*, para la escala estado; 1 = *nunca*; 3 = *siempre*, para la escala rasgo). Los coeficientes alfa de Cronbach en el presente estudio fueron 0.84 (STAI-E) y 0.77 (STAI-R).

La adaptación y validación chilena del STAI en población adolescente fue realizada por Vera-Villarreal, Celis-Atenas, Córdova-Rubio, Buela-Casal y Spielberger (2007). Los coeficientes de consistencia interna resultaron adecuados tanto para la dimensión estado (0.90) como para la dimensión rasgo (0.84) y los análisis factoriales exploratorios permitieron identificar los dos factores analizados en la escala.

Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (Palenzuela, 1983)

La Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA) es una escala unifactorial que mide la autoeficacia académica percibida. Consta de 10 ítems valorados mediante una escala de diez puntos, aunque para este estudio la escala de estimación se redujo a 4 puntos

Tabla 1 Índices de bondad de ajuste en el AFC de los modelos del SDQ-II-S

Modelos	S-B χ^2	gl	<i>p</i>	R-CFI	R-RMSEA (IC 90%)	S-RMR
M_1	11274.39	1224	<.01	0.376	0.081 (0.080-0.082)	0.094
M_{11}	3499.67	1169	<.01	0.921	0.040 (0.038-0.041)	0.056

CFI: bondad de ajuste comparativo; IC: intervalo de confianza; M_1 : modelo unidimensional; M_{11} : modelo de 11 factores correlacionados; RMSEA: error cuadrático medio de aproximación; $SB\chi^2$: Chi-cuadrado de Satorra-Bentler; SRMR: residuo estandarizado cuadrático medio.

(1 = *nunca*; 4 = *siempre*) por ser más fácil su interpretación para los adolescentes. A mayor puntuación, mayor autoeficacia académica percibida. El coeficiente alfa de Cronbach de la EAPESA para el presente trabajo fue 0.88.

Las propiedades psicométricas de la escala, su estructura factorial y su validez de constructo fueron constatadas inicialmente por Palenzuela (1983) y recientemente por García-Fernández et al. (2010).

Procedimiento

Se llevó a cabo una entrevista con los directores y equipos técnicos de los centros participantes para exponer los objetivos de la investigación, describir los instrumentos de evaluación, solicitar los permisos pertinentes y promover su colaboración. Posteriormente, se realizó una reunión con los padres para explicarles el estudio y solicitar el consentimiento autorizando a sus hijos a participar en la investigación. Los cuestionarios fueron contestados de forma colectiva y anónima en el aula, asignando previamente un número de identificación a las hojas de respuesta de cada participante, entregadas junto a cada uno de los test. Los investigadores estuvieron presentes durante la administración de las pruebas para proporcionar ayuda si era necesaria y verificar la cumplimentación independiente por parte de los participantes.

Análisis de datos

Inicialmente, para analizar la normalidad de la distribución de las puntuaciones del SDQ-II-S, se calcularon los valores de asimetría y curtosis univariados. La normalidad multivariada se calculó mediante el coeficiente de Mardia. Para corroborar si la estructura factorial de las puntuaciones obtenida en la versión original (11 factores correlacionados) se reproduce en la versión chilena del instrumento se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC), utilizando el programa estadístico EQS 6.1.

Atendiendo a las recomendaciones de Finney y DiStefano (2006) en casos de no-normalidad multivariada, se aplicó el método de estimación de máxima verosimilitud, que incluye el cálculo de la Chi-cuadrado de Satorra-Bentler ($SB\chi^2$). Este estadístico junto con los índices de bondad de ajuste comparativo (CFI), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR) permiten estimar la adecuación de los modelos cuando los datos violan el supuesto de normalidad. Un buen ajuste entre el modelo hipotetizado y los datos observados viene dado por valores de CFI mayores que 0.90 o próximos a 0.95, valores menores de 0.08 en SRMR y valores menores que 0.06 para RMSEA (Hu & Bentler, 1999).

La fiabilidad de las puntuaciones del SDQ-II-S fue evaluada mediante la consistencia interna, basada en el coeficiente alfa de Cronbach. Asimismo, las relaciones entre las puntuaciones de las diferentes escalas del SDQ-II-S y entre estas y las variables de ansiedad y autoeficacia fueron evaluadas mediante el coeficiente de correlación de Pearson. Para la interpretación de este coeficiente de correlación, Cohen (1988) sugiere que valores ≥ 0.10 y < 0.30 indican una relación de pequeña magnitud, y valores entre 0.30-0.49 y ≥ 0.50 indican una magnitud moderada y alta, respectivamente. Los análisis de correlación fueron implementados con el SPSS 20.

Resultados

Supuestos de normalidad

Las puntuaciones del SDQ-II-S presentaron estadísticos de asimetría univariada que variaron de -1.97 (ítem 19) a 0.52 (ítem 48), mientras que los estadísticos de curtosis univariada variaron de -1.33 (ítem 18) a 3.15 (ítem 19). De esta manera, los valores de asimetría y curtosis univariadas indicaron no-normalidad univariada en la muestra. Además, el valor del coeficiente de curtosis normalizada multivariada de Mardia fue 123.61 para todos los ítems del SDQ-II-S, lo que apoya la presencia de no-normalidad severa en la distribución de puntuaciones.

Validez de constructo: análisis factorial confirmatorio

Dos modelos fueron examinados al analizar la estructura factorial de SDQ-II-S en población chilena: el modelo de un factor o unidimensional (M_1), el cual asume que todos los ítems saturan en el mismo factor (i.e., autoconcepto global); y el modelo de 11 factores (M_{11}). Este modelo está compuesto por 51 variables observadas (con sus correspondientes errores) que saturan en 11 factores. Se permitieron correlaciones entre las variables latentes (factores) aunque no entre las variables observadas ni entre los errores. La estructura factorial de este modelo está basada en la propuesta de Ellis et al. (2002).

El test $SB\chi^2$ reveló que el mejor ajuste global lo presentó el modelo de 11 factores correlacionados (tabla 1). Además, este modelo (M_{11}) presentó valores razonables en todos los índices ($CFI = 0.921$; $RMSEA = 0.040$; $SRMR = 0.056$).

La tabla 2 muestra los 11 factores del SDQ-II-S, su descripción y los ítems que definen cada uno de ellos, así como el rango de cargas factoriales por factor y su media y el rango de error estándar para cada factor. El factor con la puntuación media más alta en cuanto a sus cargas

Tabla 2 Descripción, número de ítems, consistencia interna y rango (medias) para cargas factoriales de las escalas del SDQ-II-S

Factores SDQ-II-S (ítems)	Descripción	α	Rango cargas (media)	Rango error estándar
Habilidades físicas (5, 16, 27, 38)	Habilidades e intereses por los deportes y las actividades físicas	0.82	0.61-0.88 (0.73)	0.48-0.79
Apariencia física (2, 13, 24, 35)	Atractivo físico	0.77	0.61-0.75 (0.79)	0.66-0.79
Relaciones mismo sexo (11, 21*, 22**, 33, 43*, 44**, 49)	Interacciones con personas del mismo sexo	0.72	0.31-0.79 (0.51)	0.61-0.99
Relaciones sexo opuesto (10, 21**, 22*, 32, 43*, 44*)	Interacciones con personas del sexo opuesto	0.73	0.34-0.80 (0.52)	0.59-0.98
Sinceridad-veracidad (4, 15, 26, 37, 46, 51)	Sinceridad y dependencia	0.71	0.40-0.68 (0.50)	0.87-0.92
Relaciones con padres (8, 19, 30, 41)	Interacciones con los padres	0.84	0.57-0.71 (0.65)	
Estabilidad emocional (7, 18, 29, 40, 48)	Bienestar emocional y ausencia de psicopatologías	0.74	0.36-0.66 (0.46)	0.75-0.93
Verbal (6, 17, 28, 39, 47)	Habilidad, disfrute e interés en lengua y lectura	0.79	0.52-0.79 (0.65)	0.61-0.85
Matemático (1, 12, 23, 34)	Habilidad, disfrute e interés en matemáticas y razonamiento	0.83	0.63-0.83 (0.75)	0.55-0.78
Académico general (9, 20, 31, 42)	Habilidad, disfrute e interés por las asignaturas escolares	0.77	0.50-0.79 (0.67)	0.86-0.61
Autoestima (3, 14, 25, 36, 45, 50)	Autovalía, confianza en uno mismo y satisfacción con uno mismo	0.70	0.43-0.60 (0.51)	0.80-0.90

* Indica que los ítems se incluyen para saturar en el factor si se trata de una muestra de varones.

** Indica que los ítems se incluyen para saturar en el factor si se trata de una muestra de mujeres.

factoriales fue apariencia física ($M=0.79$), mientras que el factor con la puntuación media más baja en cargas factoriales fue estabilidad emocional ($M=0.46$). Todas las cargas factoriales calculadas en el AFC fueron aceptables (>0.30), variando en los diferentes ítems entre 0.31 y 0.88 ($M=0.61$).

La [tabla 3](#) presenta las correlaciones entre los 11 factores del SDQII-S derivadas del AFC. La intercorrelación media entre los 11 factores fue de pequeña magnitud (0.26), observándose correlaciones de elevada magnitud (≥ 0.50) entre los factores de áreas académicas concretas y el autoconcepto académico general. También se encontraron correlaciones de elevada magnitud entre el factor autoestima y diferentes factores no académicos. Finalmente, las correlaciones entre factores que analizan relaciones entre iguales (del mismo sexo o sexo opuesto) también fueron elevadas (0.74).

Fiabilidad de las puntuaciones del Self-Description Questionnaire II (versión breve)

Los coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach para las 11 escalas del SDQ-II-S ([tabla 2](#)) variaron desde

0.70 para autoestima hasta 0.84 para relaciones con los padres ($M=0.76$).

Validez discriminante

Las correlaciones entre las puntuaciones de autoconcepto y ansiedad (estado y rasgo) fueron negativas y estadísticamente significativas en todos los casos ([tabla 4](#)), excepto en lo que respecta a las correlaciones entre ansiedad rasgo y las escalas de habilidad física, estabilidad emocional, matemático y verbal, y las que relacionan la ansiedad estado con las escalas matemática y verbal. No se encontraron correlaciones de elevada magnitud entre ansiedad rasgo y las diferentes escalas de autoconcepto, si bien sí aparecieron correlaciones de magnitud alta entre ansiedad estado y las escalas de relaciones con el sexo opuesto y autoestima.

Las correlaciones entre las escalas de autoconcepto y la autoeficacia académica fueron positivas y estadísticamente significativas en todos los casos, excepto en el caso de la relación entre autoeficacia académica y estabilidad emocional ([tabla 4](#)). Las correlaciones de mayor magnitud correspondieron a la vinculación entre autoeficacia

Tabla 3 Correlaciones entre las dimensiones del SDQII-S

	HF	AF	RSO	RMS	RP	S-V	EE	AU	M	V	AG
HF											
AF	0.34										
RSO	0.34	0.43									
RMS	0.30	0.31	0.74								
RP	0.19	0.16	0.22	0.41							
S-V	0.06	0.14	0.16	0.17	0.40						
EE	0.04	0.13	0.14	0.04	0.03	0.06					
AU	0.30	0.53	0.48	0.54	0.54	0.50	0.18				
M	0.04	0.12	0.06	0.13	0.19	0.15	0.10	0.35			
V	0.08	0.24	0.15	0.18	0.23	0.33	0.14	0.50	0.06		
AG	0.14	0.32	0.29	0.30	0.35	0.32	0.07	0.70	0.60	0.58	

AF: apariencia física; AG: académico general. AU: autoestima; EE: estabilidad emocional; HF: habilidades físicas; M: matemáticas; RMS: relaciones con el mismo sexo; RP: relaciones con padres; RSO: relaciones con el sexo opuesto; S-V: sinceridad-veracidad; V: verbal. Todas las correlaciones resultan estadísticamente significativas ($p < .05$).

Tabla 4 Correlaciones entre las puntuaciones del SDQII-S, el STAI y la EAPESA

	HF	AF	RSO	RMS	RP	S-V	EE	AU	M	V	AG
STAI-E	-0.17 ^a	-.28	-0.51	-0.47	-0.40	-0.33	-.14 ^a	-0.54	-0.16 ^a	-0.09 ^a	-0.39
STAI-R	-0.20	-0.28	-0.34	-0.45	-0.33	-0.19	-0.33	-0.32	-0.11 ^a	-0.12 ^a	-0.24
EAPESA	0.13	0.30	0.25	0.24	0.24	0.17	0.05 ^a	0.61	0.37	0.40	0.65

AF: apariencia física; AG: académico general; AU: autoestima; EAPESA: autoeficacia académica; EE: estabilidad emocional; HF: habilidad física; M: matemáticas; RMS: relaciones con el mismo sexo; RP: relaciones con padres; RSO: relaciones con el sexo opuesto; S-V: sinceridad-veracidad; STAI-E: ansiedad estado; STAI-R: ansiedad-rasgo; V: verbal.

Todas las correlaciones son significativas ($p < .05$), excepto las designadas con el superíndice a, que no resultaron estadísticamente significativas.

académica y autoconcepto académico general (0.65) y autoestima (0.61).

Discusión

El primer objetivo del presente estudio fue analizar la estructura factorial de la versión chilena del SDQ-II-S, con el fin de proporcionar evidencia empírica para una de las características definitorias del autoconcepto indicadas por Shavelson et al. (1976): su multidimensionalidad. El ajuste de la versión chilena del cuestionario al modelo estructural propuesto fue constatado por los índices de bondad de ajuste, los cuales arrojaron resultados satisfactorios respecto a la adecuación de los datos al modelo. Asimismo, las cargas factoriales de los ítems, que permitieron definir los diferentes factores del SDQ-II-S, presentaron, en todos los casos, valores aceptables y superiores a 0.30.

Las correlaciones entre los factores que definen este constructo también permiten avalar su multidimensionalidad. Así, la intercorrelación media entre los 11 factores en este estudio fue de pequeña magnitud ($r = 0.26$). Estos datos permiten constatar que los factores son suficientemente diferentes como para evaluar facetas independientes del autoconcepto, tal y como constatan los trabajos previos sobre la versión abreviada (Ellis et al., 2002; Marsh et al., 2005) y original (e.g., Guerin et al., 2003; Inglés et al., 2012) del instrumento. De hecho, las relaciones de mayor magnitud se encontraron entre el factor

autoestima y el resto. Estos datos resultan congruentes con la concepción teórica del autoconcepto, ya que, al considerarse la autoestima la dimensión valorativa de la concepción del sí mismo (Butler & Gasson, 2005; González-Pienda, Núñez; González-Pumariega & García, 1997), resulta esperable que las visiones de uno mismo en diferentes áreas se relacionen con la valoración general sobre la valía personal.

Asimismo, las correlaciones halladas entre los factores relaciones con el mismo sexo y relaciones con el sexo opuesto ponen de manifiesto la posible existencia de un factor de orden superior, coincidiendo así con el factor de segundo orden propuesto por Shavelson et al. (1976), denominado autoconcepto social. Las elevadas correlaciones halladas entre el factor autoconcepto académico general y los dos factores académicos específicos (matemático y verbal) también sustentan la posible existencia de un factor académico general, tal y como señalaban Shavelson et al. (1976). No obstante, las relaciones entre los autoconceptos referidos a áreas académicas específicas son muy bajas. Estos datos avalan la propuesta de Marsh y Shavelson (1985) respecto al ámbito académico, destacando la necesidad de atender a diferentes dimensiones académicas para la evaluación de este ámbito (Marsh, 1990). La relevancia de atender a dimensiones específicas de autoconcepto también queda constatada en lo que respecta a la dimensión física. Así, por ejemplo, entre los cuestionarios utilizados en población chilena las dimensiones físicas referidas a la apariencia y la habilidad deportiva se agrupan en un único factor. Sin embargo, al atender a estas dimensiones de

forma independiente (tal y como permite el SDQ-II-S) se observa que la relación es moderada. De esta forma, los resultados del presente trabajo avalan que, si bien es posible que existan factores de orden superior que agrupen ciertas dimensiones del autoconcepto, su evaluación de forma independiente resulta más adecuada e informativa.

Los coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach de las 11 escalas del SDQ-II-S variaron desde 0.70 hasta 0.84, siendo la media 0.76. Atendiendo a los criterios establecidos por Hunsley y Marsh (2008), los coeficientes de consistencia interna para los factores de la versión chilena del SDQ-II-S variaron de adecuados (entre 0.70 y 0.79) a buenos (entre 0.80 y 0.89), aunque son ligeramente inferiores a los encontrados en estudios previos (Ellis et al., 2002; Marsh et al., 2005). En cualquier caso, tal y como indican diferentes investigadores (e.g., Onwuegbuzie & Daniel, 2002; Streiner, 2003) es importante recordar que la fiabilidad de un test depende en gran medida de la muestra sobre la que está siendo examinado, aspecto que ha sido reforzado en las guías para la publicación de los resultados de estudios de investigación (e.g., Wilkinson & The Task Force on Statistical Inference, 1999). En esta línea, Streiner (2003) indicó que los coeficientes alfa de un cuestionario pueden variar en función de la homogeneidad de la muestra de estudio. Por tanto, las estimaciones de la fiabilidad pueden variar significativamente entre diferentes administraciones de un mismo instrumento.

En lo que respecta a la validez de constructo, los resultados ponen de manifiesto que la mayoría de las escalas del SDQ-II-S correlacionaron negativa y significativamente con las puntuaciones de ansiedad-estado y ansiedad-rasgo. El hecho de que las magnitudes de las relaciones que resultaron significativas sean generalmente bajas o moderadas pone de relieve que, si bien relacionados, se evalúan dos constructos diferenciados: autoconcepto y ansiedad. Los resultados ponen de manifiesto que aquellos individuos que tienen una percepción positiva de sí mismos en el ámbito social, son más sinceros y tienen una buena concepción de su funcionamiento académico presentan menor ansiedad situacional tal y como se ha constatado en estudios previos (González et al., 1996). Esta vinculación se hace más patente en lo que respecta al factor de autoestima, pues la elevada relación entre ambas variables pone de manifiesto que aquellas personas que tienen una visión positiva de sí mismas tienden a presentar menor ansiedad estado, quizá por contar con un marco de referencia más ajustado para la interpretación de la realidad (Lazarus & Folkman, 1986).

En esta misma línea, los datos apuntan que las percepciones sobre las relaciones sociales y las concepciones emocionales se vinculan también negativamente con la ansiedad disposicional. De esta forma, aquellas personas que perciben como positivas sus relaciones con otros significativos, son emocionalmente estables y tienen una percepción positiva de sí mismas tienden a presentar menores niveles de ansiedad rasgo, es decir, son menos propensas a interpretar las situaciones como amenazantes.

Estos resultados apoyan la literatura existente al respecto (Acun, 2011; Biaggio et al., 1986; González et al., 1996) y son congruentes con los trabajos que señalan la importancia de la visión positiva de uno mismo en la menor presencia de problemas emocionales (e.g., ansiedad social;

Delgado, Inglés & García-Fernández, 2013; Jelalian, Sato & Hart, 2011).

En cuanto a la relación entre autoconcepto y autoeficacia, los resultados pusieron de manifiesto que todas las dimensiones del SDQ-II-S, excepto estabilidad emocional, correlacionaron positiva y significativamente con las puntuaciones de autoeficacia académica, coincidiendo con los resultados de estudios previos (e.g., García-Fernández et al., 2010; Huang, 2012; Pietsch et al., 2003; Skaalvik, 1997). De esta forma se constata que, si bien se trata de constructos diferentes, los autoconceptos en áreas académicas específicas se relacionan con la percepción general de autoeficacia.

De esta forma, el que un individuo tenga una concepción positiva de sí mismo en el área matemática o verbal se vinculará con una percepción de eficacia general en el ámbito académico. Esta relación se hace más patente en lo que respecta a la dimensión de autoconcepto académico general, debido probablemente a que la autoeficacia académica también es evaluada en términos generales.

Futuras investigaciones deberían tratar de paliar las principales limitaciones de este trabajo. Así, para aportar más información sobre la fiabilidad del cuestionario sería necesario calcular la estabilidad temporal (fiabilidad test-retest) de la versión chilena del SDQ-II-S. Asimismo, para ampliar el estudio de la validez de constructo de este instrumento sería conveniente atender al análisis de las relaciones con otras variables psicosociales y cognitivo-motivacionales (e.g., autoatribuciones académicas, metas académicas, estrategias de aprendizaje, etc.), así como a la relación con el rendimiento académico. Con este mismo fin, también sería deseable que trabajos posteriores examinasen la invarianza factorial de la versión chilena del SDQ-II-S mediante análisis factorial confirmatorio en el marco de ecuaciones estructurales (French & Finch, 2008).

De esta forma, se podría confirmar si la estructura factorial encontrada se mantiene invariante en distintos grupos (e.g., sexo, grupos de edad o diferentes culturas). La evidencia empírica previa pone de manifiesto la existencia de diferencias en las dimensiones de autoconcepto en función del sexo (e.g., Hay & Ashman, 2003) o la cultura (e.g., Chiu, Klassen & Alberta, 2009; Chiu, Klassen & Alberta, 2010), estos análisis de invarianza permitirían corroborar si se trata de diferencias reales entre los grupos.

Asimismo, el llevar a cabo estudios longitudinales permitiría analizar las características evolutivas del autoconcepto y examinar la hipótesis sobre el desarrollo y crecimiento del autoconcepto a través de los diferentes niveles educativos. Finalmente, cabe destacar que, al tratarse de un trabajo de validación, las conclusiones del mismo se han limitado al análisis de las garantías psicométricas del instrumento; no obstante, se considera necesario que en futuros trabajos se atienda a la utilidad del instrumento en el ámbito aplicado, analizando la sensibilidad del SDQ-II-S para detectar la mejora alcanzada tras la aplicación de programas de intervención psicoeducativa.

En resumen, los principales resultados del estudio apoyaron la fiabilidad y validez de la versión chilena del SDQ-II-S. Este estudio sugiere que las propiedades psicométricas del instrumento resultan similares a las de la versión original,

con la ventaja de reducir notablemente el tiempo de aplicación y el cansancio en la población objetivo, así como de ampliar la posibilidad de su uso en baterías más amplias de cuestionarios. De esta forma, se considera que la versión breve de este instrumento podría cubrir adecuadamente las necesidades de la investigación en Chile respecto al estudio del autoconcepto.

Asimismo, las puntuaciones de la versión chilena del SDQ-II-S podrían proporcionar información relevante para estudiantes, psicólogos educativos y profesores. Este instrumento, junto con otros métodos de evaluación psicológica tales como entrevistas, escalas de valoración y evaluación basada en el currículum, podría ser usado para identificar el autoconcepto de los estudiantes de educación secundaria con el fin de definir áreas objetivo en programas de intervención psicoeducativa (e.g., Cabanach et al., 2008) y proyectar actuaciones que permitan al alumno desarrollar una visión ajustada y positiva de sí mismo que facilite su posterior orientación vocacional.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Agradecimientos

Un agradecimiento especial al Dr. Gawaian Bodkin-Andrews, Profesor en la University of Western Sydney (Australia), por proporcionarnos algunos materiales necesarios para realizar este trabajo.

Referencias

- Acun, N. (2011). *Ideal-real self-concept and state-trait anxiety in Turkish university students according to CHAID analysis*. *College Student Journal*, 45, 715–725.
- Alfaro-García, R. & Santiago-Negrón, S. (2002). Estructura factorial de la Escala de Autoconcepto Tennessee (versión en español). *Revista Interamericana de Psicología*, 36, 167–189.
- Atallat, R. (1990). *Validación de la Escala de Autoconcepto de Tennessee en estudiantes de enseñanza media de Temuco (tesis de pregrado)*. Chile: Universidad de la Frontera.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York, NY: Freeman.
- Biaggio, A., Crano, S. L. & Crano, W. D. (1986). Relationships between self-concept and state-trait anxiety under different conditions of social comparison. En C. D. Spielberger, & R. Díaz-Guerrero (Eds.), *Cross-cultural anxiety* (pp. 11–20). New York, NY: Hemisphere Publishing Corp/Harper & Row.
- Bodkin-Andrews, G., Ha, M. T., Craven, R. G. & Yeung, A. S. (2010). Factorial invariance testing and latent mean differences for the Self-Description Questionnaire II (Short Version) with indigenous and non-indigenous Australian secondary school students. *International Journal of Testing*, 9, 47–79.
- Bong, M. & Skaalvik, E. M. (2003). Academic self-concept and self-efficacy: How different are they really? *Educational Psychology Review*, 15, 1–40.
- Butler, R. J. & Gasson, S. L. (2005). Self esteem/self concept scales for children and adolescents: A review. *Child and Adolescent Mental Health*, 10, 190–201.
- Cabanach, R. G., Valle, A., Rodríguez, S., Piñeiro, I., García, M. & Mosquera, I. (2008). An intervention programme for the improvement of self-perceptions and self-beliefs. En A. Valle, J. C. Núñez, R. G. Cabanach, J. A. González-Piñeda, & S. Rodríguez (Eds.), *Handbook of instructional resources and their applications in the classroom* (pp. 251–266). New York, NY: Nova Science.
- Chiu, M. M., Klassen, R. M. & Alberta, E. (2009). Calibration of reading self-concept and reading achievement among 15-year-olds: Cultural differences in 34 countries. *Learning and Individual Differences*, 19, 372–386.
- Chiu, M. M., Klassen, R. M. & Alberta, E. (2010). Relations of mathematics self-concept and its calibration with mathematics achievement: Cultural differences among fifteen-year-olds in 34 countries. *Learning and Instruction*, 20, 2–17.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, MI: Erlbaum.
- Coopersmith, S. (1981). *Coopersmith self esteem inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Delgado, B., Inglés, C. J. & García-Fernández, J. M. (2013). Social anxiety and self-concept in adolescence. *Revista de Psicodidáctica*, 18, 179–194.
- Denegri, M., Opazo, C. & Martínez, G. (2007). Aprendizaje cooperativo y desarrollo del autoconcepto en estudiantes chilenos. *Revista de Pedagogía*, 28, 13–41.
- Ellis, L. A., Marsh, H. W. & Richards, G. E. (2002). A brief version of the Self-Description Questionnaire II. Self-concept Enhancement and Learning Facilitation (SELF) Research Centre International Conference, Sydney, 6-8 August, 2002. En R. G. Craven, H. W. Marsh, & K. B. Simpson (Eds.), *Self-concept research: Driving international research agendas*. Bankstown, Australia: University of Western Sydney.
- Ferla, J., Valcke, M. & Cai, Y. (2009). Academic self-efficacy and academic self-concept: Reconsidering structural relationships. *Learning and Individual Differences*, 19, 499–505.
- Finney, S. J. & DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. En G. R. Hancock, & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modelling: a second course* (pp. 269–314). Greenwich, CT: Information Age.
- Fitts, W. H. (1965). *Tennessee Self-concept Scale: Manual*. Newbury, CA: Western Psychological Services.
- French, B. F. & Finch, W. H. (2008). Multigroup confirmatory factor analysis: Locating the invariant referent sets. *Structural Equation Modeling*, 15, 96–113.
- García, J. F. & Musitu, G. (1999). *AF5: Autoconcepto forma 5*. Madrid, España: TEA.
- García, J. F. & Musitu, G. (2014). *AF5: Autoconcepto forma 5* (4.ª ed. Revisada). Madrid, España: TEA.
- García, J. F., Musitu, G., Riquelme, E. E. & Riquelme, P. (2011). A confirmatory factor analysis of the "Autoconcepto Forma 5" Questionnaire in young adults from Spain and Chile. *The Spanish Journal of Psychology*, 14, 648–658.
- García-Fernández, J. M., Inglés, C. J., Torregrosa, M. S., Ruiz-Esteban, C., Díaz-Herrero, A., Pérez-Fernández, E., et al. (2010). Propiedades psicométricas de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas en una muestra de estudiantes españoles de Educación Secundaria Obligatoria. *European Journal of Education and Psychology*, 3, 61–74.
- González, C., Marcilla, A. & González, D. (1996). Ansiedad y autoconcepto en una población escolar. *Revista de Ciencias de la Educación*, 167, 375–384.
- González-Piñeda, J. A., Núñez, J. C., González-Pumariega, S. & García, M. S. (1997). Autoconcepto, autoestima y aprendizaje escolar. *Psicothema*, 9, 271–289.
- Gorostegui, M. E. (1992). *Adaptación y construcción de normas para Chile de la Escala de Autoconcepto para Niños de Pier-Harris (tesis de pregrado)*. Santiago de Chile: Universidad Católica de Chile.
- Guerin, F., Marsh, H. W. & Farnose, J. P. (2003). Construct validation of the Self-Description Questionnaire II with a French sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 19, 142–150.

- Hambleton, R. K. (1994). Guidelines for adapting educational and psychological tests: a progress report. *European Journal of Psychological Assessment*, 10, 229–244.
- Hambleton, R. K. & Kanjee, A. (1995). Increasing the validity of cross-cultural assessments: use of improved methods for test adaptations. *European Journal of Psychological Assessment*, 11, 147–157.
- Hay, I. & Ashman, A. F. (2003). The development of adolescents' emotional stability and general self-concept: The interplay of parents, peers, and gender. *International Journal of Disability, Development and Education*, 50, 77–91.
- Heresi, E., Senra, C. & Nelson, M. (1995). Eficacia de un programa para el desarrollo de la autoimagen. *Psicología Contemporánea*, 2, 32–37.
- Hu, L. & Bentler, P. (1999). Cut off criteria for fit indices in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Huang, C. (2012). Discriminant and incremental validity of self-concept and academic self-efficacy: A meta-analysis. *Educational Psychology*, 32, 777–805.
- Hunsley, J. & Marsh, H. (2008). *A guide to assessment that work*. New York, NY: Oxford University.
- Inglés, C. J., Torregrosa, M. S., Hidalgo, M. D., Núñez, J. C., Castejón, J. L., García-Fernández, J. M., et al. (2012). Validity evidence based on internal structure of scores on the Spanish version of the Self-Description Questionnaire-II. *The Spanish Journal of Psychology*, 15, 388–398.
- Jelalian, E., Sato, A. & Hart, C. N. (2011). The effect of group-based weight-control intervention on adolescent psychosocial outcomes: Perceived peer rejection, social anxiety, and self-concept. *Children's Health Care*, 40, 197–211.
- Lazarus, R. S. & Folkman, S. (1986). *Estrés y procesos cognitivos*. Barcelona, España: Ediciones Martínez Roca.
- Leach, L. F., Henson, R. K., Odom, L. R. & Cagle, L. S. (2006). A reliability generalization study of the Self-Description Questionnaire. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 285–304.
- Marsh, H. W. (1990). The structure of academic self-concept: The Marsh/Shavelson model. *Journal of Educational Psychology*, 82, 623–636.
- Marsh, H. W. (2006). *Self-concept theory, measurement and research into practice: The role of self-concept in educational psychology*. Leicester, Inglaterra: British Psychological Society.
- Marsh, H. W., Craven, R. G. & McInerney, D. M. (2003). International advances in self research. En H. W. Marsh, R. G. Craven, & D. M. McInerney (Eds.), *International advances in self research* (pp. 3–14). Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Marsh, H. W., Ellis, L. A., Parada, R. H., Richards, G. & Heubeck, B. G. (2005). A short version of the Self-Description Questionnaire II: Operationalizing criteria for short-form evaluation with new applications of confirmatory factor analyses. *Psychological Assessment*, 17, 81–102.
- Marsh, H. W. & Shavelson, R. (1985). Self-concept: Its multifaceted, hierarchical structure. *Educational Psychologist*, 20, 107–125.
- Nishikawa, S., Häggglöf, B. & Sundbom, E. (2010). Contributions of attachment and self-concept on internalizing and externalizing problems among Japanese adolescents. *Journal of Child Family Studies*, 19, 334–342.
- Nishikawa, S., Sundbom, E. & Häggglöf, B. (2010). Influence of perceived parental rearing on adolescent self-concept and internalizing and externalizing problems in Japan. *Journal of Child Family Studies*, 19, 57–66.
- Onwuegbuzie, A. J. & Daniel, L. G. (2002). A framework of reporting and interpreting internal consistency reliability estimates. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 35, 89–103.
- Palenzuela, D. (1983). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 9, 185–219.
- Piers, E. (1984). *Piers-Harris Children's Self-Concept Scale. Revised Manual*. Los Ángeles: Western Psychological Services.
- Pietsch, J., Walker, R. & Chapman, E. (2003). The relationship among self-concept, self-efficacy, and performance in mathematics during secondary school. *Journal of Educational Psychology*, 95, 589–603.
- Riquelme, E. E. & Riquelme, P. (2011). Análisis psicométrico confirmatorio de la medida multidimensional del Test de Autoconcepto Forma 5 en español (AF5) en estudiantes universitarios de Chile. *Psicología, Saúde & Doenças*, 12, 91–103.
- Shavelson, J., Hubner, J. J. & Stanton, G. C. (1976). Self-concept: Validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46, 407–442.
- Simmons, N. & Hay, I. (2010). Early adolescents' friendship patterns in middle school: Social-emotional and academic implications. *The Australian Educational and Developmental Psychologist*, 27, 59–69.
- Skaalvik, E. M. (1997). Self-enhancing and self-defeating ego orientation: Relations with task and avoidance orientation, achievement, self-perceptions and anxiety. *Journal of Educational Psychology*, 89, 71–81.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L. & Lushene, R. E. (1970). *Manual for the State/Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Streiner, D. L. (2003). Starting at the beginning: An introduction of coefficient alpha and internal consistency. *Journal of Personality Assessment*, 80, 99–103.
- Vera-Villarreal, P., Celis-Atenas, K., Córdova-Rubio, N., Buela-Casal, G. & Spielberger, C. D. (2007). Preliminary analysis and normative data of the State-Trait Anxiety Inventory (STAI) in adolescent and adults of Santiago, Chile. *Terapia Psicológica*, 25, 155–162.
- Véliz, A. & Apocada, P. (2012). Dimensiones del autoconcepto de estudiantes chilenos: un estudio psicométrico. *Revista Educativa Hekademos*, 11, 47–58.
- Villarreal, V. (2001). Relación entre autoconcepto y rendimiento académico. *PSYKHE*, 10, 3–18.
- Villarreal, V. (2002). Autoconcepto y rendimiento escolar. Un estudio con profesores y alumnos de Enseñanza Básica. *Lectura y vida. Revista Latinoamericana de Lectura*, 23, 2.
- Wilkinson, L., & The Task Force on Statistical Inference. (1999). Statistical methods in psychology journals: Guidelines and explanations. *American Psychologist*, 54, 594–604.
- Zimmerman, B. J. & Cleary, T. J. (2006). Adolescents' development of personal agency. En F. Pajares, & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescence* (pp. 71–96). USA: Information Age Publishing.