

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL INVENTARIO DE CRECIMIENTO POSTRAUMÁTICO EN POBLACIÓN CHILENA AFECTADA POR UN DESASTRE NATURAL

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE POSTTRAUMATIC GROWTH INVENTORY IN CHILEAN POPULATION AFFECTED BY A NATURAL DISASTER

FELIPE E. GARCÍA

Universidad Santo Tomás (Chile)

FELIX COVA SOLAR

Universidad de Concepción (Chile)

ROBERTO MELIPILLÁN

Universidad del Desarrollo (Chile)

Universidad de Concepción (Chile)

Citación: García, F. E., Cova, S. F., & Melipillán, R. (2013). Propiedades psicométricas del Inventario de Crecimiento Postraumático en población Chilena afectada por un desastre natural. *Revista Mexicana de Psicología*, 30(2), 145-153.

Resumen: El Inventario de Crecimiento Postraumático es el principal instrumento existente destinado a estudiar los cambios personales positivos que ocurren tras la vivencia de una situación muy negativa o traumática. El propósito de este estudio es analizar sus propiedades psicométricas en población sobreviviente de un desastre natural. Se aplicó el instrumento a 449 personas adultas afectadas por el terremoto y tsunami de Chile del 27/F de 2010. La escala mostró alta consistencia interna ($\alpha=0.95$); el valor más bajo de la correlación ítem-total corregida fue de 0.35. El análisis factorial confirmatorio mostró apropiada bondad de ajuste para una estructura de tres factores de primer orden y un factor de segundo orden. Los resultados indican que el PTGI es un instrumento útil para investigar el crecimiento postraumático en población chilena afectada por desastres naturales.

Palabras claves: apreciación de la vida, fuerza personal, metas, Psicología Positiva

Abstract: The Posttraumatic Growth Inventory represents one of the most important instruments measuring positive personal changes occurring after living a very negative or traumatic situation. The present study analyzes its psychometric properties in a population affected by a natural disaster. The instrument was administered to 449 adults exposed to the earthquake and tsunami in Chile occurred in 2010. The scale showed high internal consistency ($\alpha = 0.95$); the lowest value of the corrected item-total correlation was 0.35. Confirmatory factor analysis showed appropriate goodness of fit for a three-factor structure and a second order factor. The results show that the PTGI is a useful tool for investigating posttraumatic growth in Chilean population affected by natural disasters.

Key words: life appreciation, personal force, goals, Positive Psychology

Desde la década de los 90, y con la influencia del desarrollo de la psicología positiva (Seligman y Csikszentmihalyi, 2000), se acentuó el interés por estudiar los efectos benéficos que pueden resultar de vivir experiencias adversas

(Vázquez, Castilla, y Hervás, 2009). En este contexto se gestaron conceptos muy relacionados entre sí, como búsqueda de beneficios (McMillen y Fisher, 1998), crecimiento relacionado con el estrés (Park, Cohen, y Murch,

1996) y crecimiento postraumático (Tedeschi y Calhoun, 1996). Este último, definido como los “cambios positivos que pueden ocurrir a partir de la lucha ante una crisis vital importante” (Calhoun, Cann, y Tedeschi, 2010, p. 5), es el que ha recibido mayor atención en la investigación (Cann et al., 2010; Vázquez et al., 2009).

Tedeschi y Calhoun (1996) han planteado que el crecimiento postraumático o CPT abarca tres dimensiones: cambios en la autopercepción, en las relaciones interpersonales y en la filosofía de vida. Los cambios en la autopercepción incluyen sentirse más fuerte y seguro, con mayor capacidad para afrontar dificultades en el futuro. Los cambios en las relaciones interpersonales incluyen mayor cercanía con la familia y amistades, y mejor disposición a recibir ayuda. Los cambios en la filosofía de vida incluyen una mayor valoración de la propia existencia, tomar la vida con más calma y disfrutar cada momento. Estas tres dimensiones constituyen el modelo conceptual del CPT que estos autores continúan postulando (Tedeschi y Calhoun, 2008).

La investigación ha demostrado que el CPT es un fenómeno que las personas refieren como un aspecto relevante de sus vivencias tras un trauma; se relaciona con un mejor ajuste psicológico (Helgeson, Reynolds, y Tomich, 2006; Tennen y Afleck, 2005) y con un menor desarrollo de depresión y TEPT a largo plazo (Zoellner y Maercker, 2006).

Para evaluar el CPT, Tedeschi y Calhoun (1996) han desarrollado el Inventario de Crecimiento Postraumático (Posttraumatic Growth Inventory, PTGI). A partir de una batería inicial de 34 ítems aplicada a jóvenes que habían experimentado un evento vital estresante en los últimos cinco años, seleccionaron finalmente 21 ítems. El valor alfa fue de .90 y la correlación test-retest de .71. Como indicador de validez de constructo, los autores compararon el nivel de cambios positivos en el PTGI entre personas con experiencias de vida comunes y aquéllas que han tenido experiencias de trauma grave. De acuerdo a lo esperado, las personas expuestas a estos traumas informaron mayores cambios positivos.

Dados sus indicadores psicométricos positivos, el PTGI se constituyó en el instrumento más empleado en la investigación sobre los efectos positivos de la adversidad (Joseph y Linley, 2008). Un aspecto que no ha podido establecerse claramente es si el instrumento es unidimensional o multidimensional, proponiéndose diversas soluciones factoriales (Linley, Andrews, y Joseph, 2007).

Mediante el empleo del procedimiento de obtención de componentes principales, con rotación ortogonal, Tedeschi y Calhoun (1996) identificaron 5 factores, a los que denominaron: (1) relación con otros, (2) apreciación de la vida, (3) fuerza personal, (4) cambio espiritual y (5) prioridades y metas de la vida. Esta estructura original de 5 factores ha sido replicada en diversos estudios posteriores,

que han empleado tanto análisis exploratorios (Aldwin y Levenson, 2004; Fischer, 2006; Morris, Shakespeare-Finch, Rieck, y Newbury, 2005; Weiss, 2004) como confirmatorios (ver Tabla 1 para estos últimos). Sin embargo, los hallazgos en torno a la estructura factorial no han sido consistentes, pues en otros estudios se han obtenido de uno a cuatro factores (Ho, Chan, y Ho, 2004; Powell, Rosner, Butollo, Tedeshi, y Calhoun, 2003; Sheikh y Marotta, 2005; Weiss y Berger, 2006) o ninguna solución satisfactoria (Osei-Bonsu, Weaver, Eisen, y Vander Wal, 2012).

Los estudios más recientes con AFC han analizado además modelos jerárquicos, a fin de establecer también la dimensionalidad de la escala total. Excepto en el estudio de Kaler, Erbes, Tedeschi, Arbisí y Polusny (2011), donde el modelo jerárquico de cinco factores de primer orden y uno de segundo orden obtuvo ajuste insuficiente y menor al modelo de 5 factores no jerárquico, los demás estudios que han comparado los dos modelos han mostrado un adecuado ajuste en ambos (Lee, Luxton, Reger, y Gahm, 2010; Linley et al., 2007; Palmer, Graca, y Occhietti, 2012; Taku, Cann, Calhoun, y Tedeschi, 2008).

En síntesis, la estructura factorial del PTGI no es clara. Debe considerarse que los estudios divergen en los procedimientos estadísticos empleados, los tamaños de muestra, los tipos de situaciones adversas estudiadas y los contextos culturales (Weiss y Berger, 2011).

Los desastres naturales impactan masivamente a las comunidades, con efectos negativos en el bienestar y salud mental (Cova y Rincón, 2010; García, 2011). Para una planificación apropiada de las estrategias de intervención en estas situaciones, es relevante identificar los procesos relacionados con un afrontamiento positivo y crecimiento personal (Tedeschi y Kilmer, 2005), lo que requiere contar con instrumentos de medición apropiados.

De allí la relevancia de la presente investigación, que estudia las características psicométricas y estructura factorial del PTGI en una población amplia que no sólo estuvo expuesta a un desastre natural, sino que reconocen haberlo vivenciado como una situación altamente amenazante y/o traumática. Dado que la mayoría de los estudios han respaldado un modelo de cinco factores (y un modelo jerárquico de 5 factores de primer orden y uno de segundo), se esperaba replicar esa estructura. Como modelos competitivos se consideró un modelo parsimonioso de un factor, fundamentado en la alta relación entre ellos que han mostrado los factores del PTGI en diversos estudios, y un modelo de 3 factores. La solución tri-factorial que han obtenido algunos investigadores (Joseph, Linley, y Harris, 2004; Powell et al., 2003) es de particular interés porque puede relacionarse con las tres dimensiones conceptuales del CPT de Tedeshi y Calhoun (2008). Este modelo de 3 factores tiene 2 factores idénticos al de 5 (relación con otros y cambios espirituales), y un factor de cambios en la auto-percepción, que engloba apreciación de la vida, fuerza personal, y prioridades y metas de la vida.

Tabla 1: Estructura factorial del PTGI en estudios con AFC

Autor	Año	Lugar	Participantes	Solución con mejor ajuste	Observaciones
Brunet et al.	2010	Canadá	470 personas con cáncer de mama	5 factores originales	
Ho et al.	2004	China	188 personas con cáncer	2 factores de segundo orden: dimensión interpersonal y dimensión intrapersonal	La dimensión intrapersonal comprende tres factores de primer orden: sí mismo, espiritualidad y orientación vital. La dimensión interpersonal equivale al factor de relación con otros, del instrumento original.
Hooper, Marotta y Depuy	2009	EE.UU.	143 estudiantes con historia de parentalización	5 factores originales	Se eliminan 3 ítems
Kaler et al.	2011	EE.UU.	327 soldados de la guardia nacional combatiente en Iraq	5 factores originales	Utilizó forma breve de 10 ítems
Lee et al.	2010	EE.UU.	3537 soldados que combatieron en Iraq y Afganistán	5 factores originales	También encuentran aceptable un modelo jerárquico con un factor de segundo orden y los 5 originales de primer orden.
Linley et al.	2007	Gran Bretaña	372 personas con distintas experiencias adversas	5 factores originales	También encuentran aceptable un modelo jerárquico con un factor de segundo orden y los 5 originales de primer orden.
Osei-Bonsu et al.	2012	EE.UU.	379 estudiantes de pregrado que reportaron exposición a evento según criterio A del DSM IV-TR	Ninguna	Eliminan un ítem
Palmer et al.	2012	EE.UU.	221 veteranos de guerra con diagnóstico de TEPT	5 factores originales	También encuentran aceptable un modelo jerárquico con un factor de segundo orden y los 5 originales de primer orden.
Taku et al.	2008	Varios países	926 personas con distintas experiencias adversas	5 factores originales	También encuentran aceptable un modelo jerárquico con un factor de segundo orden y los 5 originales de primer orden.

MÉTODO

Participantes

En el estudio participaron 449 sujetos, 215 varones y 234 mujeres, con edades entre los 18 y los 65 años ($M=41$ años; $DE=14.3$), de la provincia de Concepción, Chile. Como criterio de inclusión, se consideró que los participantes hubiesen reconocido el carácter traumático de la experiencia vivida a través de la puntuación obtenida en dos reactivos, en una escala Likert de 0 a 4 puntos: a) ¿en qué grado usted siente que su vida se vio alterada producto del terremoto y/o tsunami? y b) ¿en qué grado califica usted el terremoto y/o tsunami como una experiencia traumática para su vida? Se accedió a los participantes mediante un procedimiento bola de nieve, seleccionando a aquéllos que obtuvieron 4 puntos o más en la suma de ambos ítems. Se realizó un muestreo por accesibilidad por cuotas de acuerdo al sexo, edad y nivel socio-económico, con la finalidad de asegurar una presencia suficiente de los subgrupos de población y otorgarle representatividad a la muestra (ver Tabla 2). Como requisito para participar en el estudio, las personas debían firmar un consentimiento informado.

Instrumentos

Inventario de Crecimiento Postraumático (PTGI, Tedeschi y Calhoun, 1996). Consta de 21 ítems que se responden en una escala Likert de 0 a 5 puntos. Existe una traducción al español, publicada por Páez et al. (2011), la que se retradujo al inglés por un experto independiente para observar su adecuación con la escala original. No se detectaron discrepancias, por lo que se utilizó dicha traducción sin modificaciones. Sus propiedades psicométricas obtenidas en el presente estudio se detallan en la sección de Resultados.

Flourishing Scale (FS, Diener et al., 2009). Creada para medir el grado de bienestar psicológico percibido. Está conformada por 8 ítems que se responden en una

escala Likert de 1 a 5 puntos. El estudio original de la escala mostró una apropiada consistencia interna ($\alpha= .86$) y temporal ($r=.71$), así como alta convergencia con otras escalas que miden bienestar, como la Riff Scales y la Basic Need Satisfaction Scale, con la ventaja de su brevedad (Diener et al., 2009). Para el presente estudio se empleó la traducción al español realizada por Melipillán y Ramírez, quienes observaron propiedades psicométricas adecuadas de la escala en población adulta chilena (Ramírez, 2011, comunicación personal). En este estudio, el FS obtuvo un $\alpha= .82$.

Cuestionario socio-demográfico: incluyó información relativa a sexo, edad, ingreso por persona en el hogar y grado de exposición al terremoto y tsunami.

Procedimiento

Un equipo de estudiantes de psicología capacitados para tal efecto aplicó las encuestas entre septiembre y noviembre del año 2011.

RESULTADOS

Para evaluar la estructura factorial del PTGI se empleó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Debido a la naturaleza ordinal de las alternativas de respuesta, se optó por estimar los parámetros del modelo mediante el método de *mínimos cuadrados ponderado ajustado en la media y la varianza* (WLSMV, Finney y DiStefano, 2006; Flora y Curran, 2004). La calidad del ajuste de los modelos analizados mediante el AFC se llevó a cabo con base en los siguientes estadísticos: a) χ^2 b) CFI, c) TLI d) RMSEA y su intervalo de confianza del 90%. Como criterios indicativos de un buen ajuste para un modelo se ha propuesto los valores de .95 ó superior para CFI y TLI, y un valor inferior a .08 en límite superior del intervalo de confianza para RMSEA (Byrne, 2006; Kline, 2005). Estos análisis se llevaron a cabo empleando el programa Mplus 6.12.

Tabla 2. Composición de la muestra

	18-30 AÑOS		31-50 AÑOS		51-65 AÑOS		TOTAL POR NSE
	HOMBRE	MUJER	HOMBRE	MUJER	HOMBRE	MUJER	
NSE. BAJO	20	25	23	39	22	33	162 (36.1%)
NSE. MEDIO	45	27	35	33	19	35	194 (43.2%)
NSE. ALTO	15	16	15	15	21	11	93 (20.7%)
TOTAL POR EDAD	148 (33%)		160 (35.6%)		141 (31.4%)		449

Se empleó el alfa de Cronbach para calcular la consistencia interna de la PTGI así como la correlación ítem-total corregida. Se empleó el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson para analizar la relación entre el crecimiento postraumático y el bienestar psicológico percibido. Se esperaba una relación positiva pero baja a moderada, debido a que se trata de dos constructos que siguen la misma dirección pero que se refieren a variables distintas.

En la tabla 3 se presentan los resultados obtenidos en el AFC de los tres modelos iniciales de 1, 3 y 5 factores. En todos los casos el valor χ^2 resultó estadísticamente significativo, indicando la existencia de una discrepancia entre los modelos propuestos y los datos analizados; sin embargo, dado el tamaño muestral, este resultado era esperable (Byrne, 2006).

Al analizar los estadísticos CFI, TLI y RMSEA se observa que el modelo de un factor mostró un ajuste inadecuado. Por su parte, los modelos de tres y cinco factores obtuvieron valores casi equivalentes, dentro del valor crítico de buen ajuste en el CFI y con valores limítrofes de aceptabilidad en el TLI y RMSEA.

En cuanto a las cargas factoriales, los resultados se mostraron consistentes con lo esperado para cada uno de los tres modelos comparados. Sin embargo, al analizar las correlaciones entre los factores se observó diferencias importantes entre los modelos. En el modelo de 5 factores, la correlación entre el factor 1 y 4 correspondió a .96. En el modelo de 3 factores, la más alta correlación que se observó fue entre el factor 1 y 2, de .87. Estas altas correlaciones cuestionan la validez discriminante de los factores, en particular, la del modelo de 5, ya que correlaciones superiores a 0.90 entre factores no son aceptables (Brown, 2006). A partir de este criterio, no correspondía hacer una comparación estadística entre los modelos respecto de sus bondades de ajuste, estableciéndose el modelo de tres factores como el más adecuado.

Una vez seleccionado el modelo 3, se llevó a cabo una *búsqueda de especificación* con el fin de identificar algunas modificaciones, teóricamente sustentables, que permitieran incrementar su ajuste a los datos (Byrne, 2006; Kline, 2005). Los resultados de este análisis llevaron

a modificar el modelo permitiendo estimar la correlación entre las varianzas de los errores de las siguientes cuatro parejas de ítems: (a) ítem 1 (“He cambiado la escala de valores de mi vida”) e ítem 2 (“Aprecio más el valor de mi vida”); (b) ítem 3 (“He desarrollado nuevos intereses”) e ítem 7 (“He construido un nuevo rumbo”); (c) ítem 10 (“Siento que puedo arreglármelas mejor en los momentos difíciles”) e ítem 19 (“He descubierto que era o soy más fuerte de lo que pensaba”), y (d) ítem 20 (“He aprendido lo maravillosas que son las personas”) e ítem 21 (“Acepto mejor el hecho de necesitar a los demás”). Cada pareja de ítems pertenece al mismo factor y tienen similitud entre sí, por lo que es comprensible que presenten correlación de los errores. Además, se añadió una carga cruzada del ítem 15 en el tercer factor (“Siento más compasión hacia los demás”). Este nuevo modelo se denominó modelo 4. Al evaluar los indicadores de calidad de ajuste alcanzados por este modelo se observa una mejora importante respecto del modelo 3.

Finalmente, se modeló la existencia de un factor de segundo orden a la base de los tres factores de primer orden. Los resultados obtenidos indicaron un adecuado ajuste para este modelo jerárquico (Tabla 3, modelo 5). En la Figura 1, se representa este modelo.

Con fines de comparación con otros estudios, se analizó también la bondad de ajuste del modelo de 5 factores con un factor de segundo orden. Mostró un CFI de .95, un TLI de .94 y un RMSEA de .092 (IC: .085-.098).

El alfa de Cronbach de la escala total fue de .95, y de .92 en el factor 1 (autopercepción), .89 en el factor 2 (relación con otros) y .80 en el factor 3 (cambio espiritual). El rango de la correlación ítem-total fue de .35 a .89 en la escala total, y de .35 a .88 en los tres factores encontrados. El coeficiente de correlación producto-momento de Pearson entre la PTGI y la FS fue de $r = .35$, $p < .01$ (bilateral).

En la Tabla 4 aparecen los estadísticos descriptivos del PTGI tanto para la escala global como de los tres factores obtenidos en el AFC.

La media del PTGI fue de $M=68.35$, lo que representa un cambio moderado a importante. Al comparar hombres y mujeres, se observó diferencias significativas en el PTGI

Tabla 3. Índices de ajuste de los modelos

Modelo	χ^2 (gl)	CFI	TLI	RMSEA (90% IC)
1: 1 Factor	1333.2*** (189)	.91	.90	.12 (.11-.12)
2: 3 Factores	871.6*** (186)	.95	.94	.09 (.09-.10)
3: 5 Factores	797.6*** (179)	.95	.94	.09 (.08-.09)
4: 3 Factores modificado	649.0*** (181)	.96	.96	.08 (.07-.08)
5: 1 Factor de segundo orden 3 factores primer orden	643.0*** (182)	.96	.96	.08 (.07-.08)

*** $p < .001$

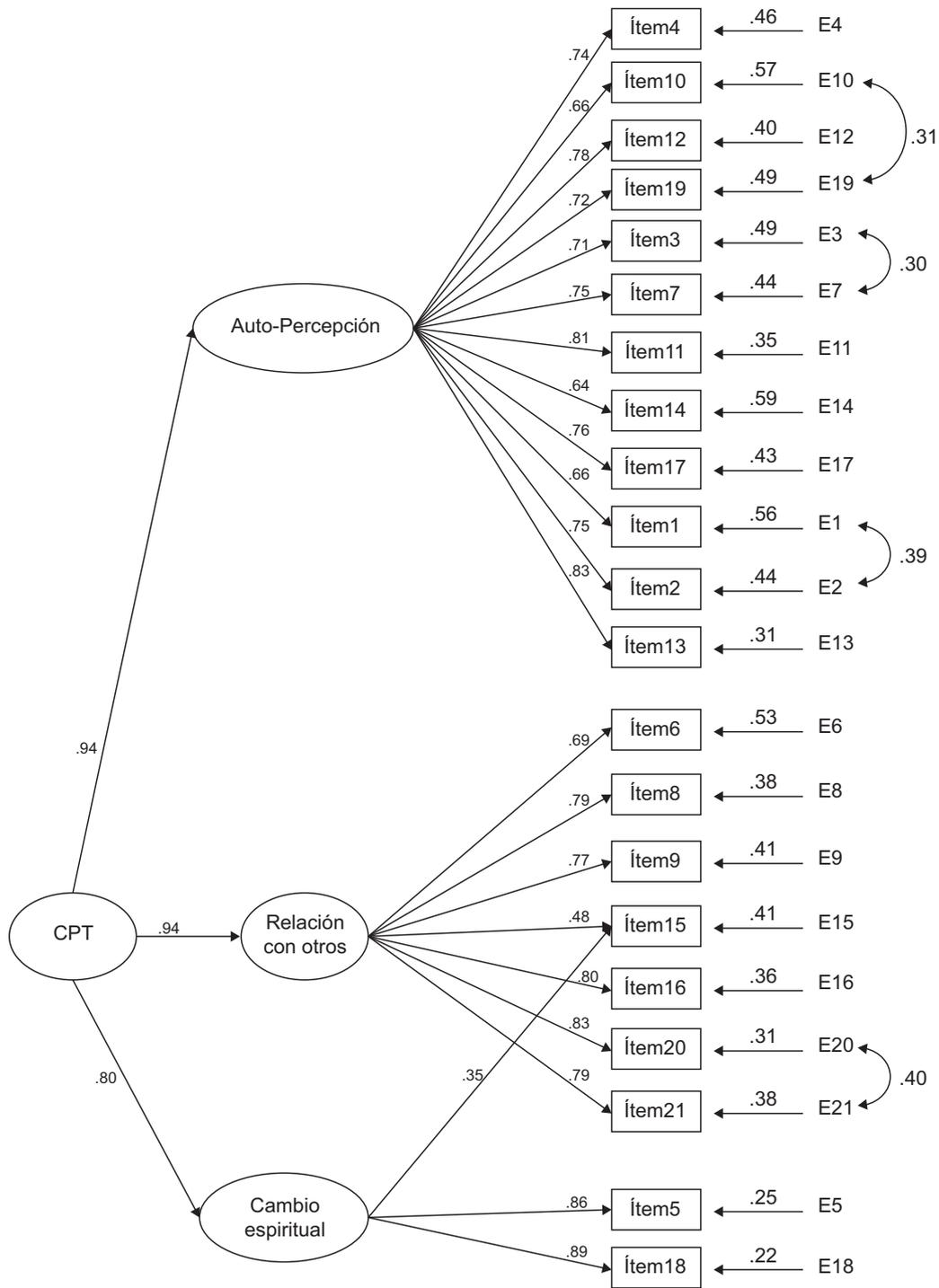


Figura 1. Modelo final de segundo orden.

Tabla 4. Estadísticos descriptivos, consistencia interna, correlaciones en PTGI total y sus tres factores

ESCALA	Hombres (n=215)		Mujeres (n=234)		F	Total (N=449)		α	Correlaciones			
	M	DE	M	DE		M	DE		1	2	3	4
1.Factor 1	38.22	13.32	40.45	13.04	3.213	39.38	13.21	.92	-	.87**	.74**	.94**
2.Factor 2	22.06	8.42	24.00	8.37	6.008*	23.08	8.44	.89		-	.76**	.94**
3.Factor 3	5.34	3.42	6.40	3.42	10.635**	5.89	3.46	.80			-	.80**
4.PTGI Total	65.62	22.95	70.85	22.78	5.860*	68.35	22.98	.95				-

* $p < .05$ ** $p < .01$

total (eta cuadrado= .13, $p < .05$), obteniendo las mujeres mayores puntajes en el PTGI que los hombres. A su vez, hubo diferencias significativas de género tanto en el factor 2 (eta cuadrado= .13, $p < .05$) como en el factor 3 (eta cuadrado= .23, $p < .01$), con mayores puntajes en el PTGI por parte de las mujeres.

DISCUSIÓN

Un modelo jerárquico con un factor de segundo orden y tres factores de primer orden fue el que mostró mejor bondad de ajuste en el presente estudio. Este modelo fue analizado como alternativa al modelo de 5 factores por algunos estudios previos que indicaban su pertinencia, y por su relación con el modelo conceptual de tres dimensiones de CPT de Tedeschi y Calhoun (1996): cambios en la auto-percepción, en la relación con otros, y en la filosofía de vida.

Los estudios con AFC indicaban en general mejor ajuste de un modelo de 5 factores (y de un modelo jerárquico de 5 factores de primer orden y uno de segundo), por lo que se esperaba replicar este resultado. Este modelo no obtuvo valores de ajuste inaceptables, pero la alta correlación obtenida entre algunos de sus factores cuestiona su validez discriminante. Debe tenerse presente que no todos los estudios previos informan de las correlaciones entre factores, por lo que no está claro que siempre se haya tenido esto presente.

Es necesario contrastar los resultados obtenidos con nuevas investigaciones. Sin embargo, parece necesario un mayor refinamiento en la conceptualización de las dimensiones antes de proseguir con nuevos estudios. No es clara la correspondencia entre las definiciones teóricas de cada dimensión respecto a los ítems y factores considerados en el PTGI. Por ejemplo, *apreciación de la vida* podría relacionarse más con cambios en la *filosofía de vida* que con cambios en la *autopercepción*. A su vez, la dimensión de *filosofía de vida* tiene una conceptualización más amplia que lo que abarcan los dos ítems que componen el tercer factor ("Soy una persona más espiritual, he

crecido espiritualmente" y "Tengo más fe religiosa"), ambos reducidos más bien a una dimensión religiosa.

En concordancia con lo esperado, la existencia de un solo factor de segundo orden mostró apropiada bondad de ajuste, dando respaldo a considerar el CPT como un constructo dimensional y, en específico, a la obtención de un único puntaje a partir de la escala. El valor alfa tanto a nivel global como de los tres factores obtenidos es alto, indicando una apropiada consistencia interna. Las correlaciones ítem-total tanto para la escala total como para los tres factores resultan adecuadas. Ningún ítem mostró un comportamiento inapropiado.

La correlación moderada observada entre el PTGI y el FS ($r = .35$) indica que el CPT no puede ser considerado solo epifenómeno de la percepción de un mayor bienestar psicológico en las personas; es un constructo diferenciado aunque tiene, como es esperable, una relación positiva con éste.

Se observaron diferencias de género, mostrando las mujeres mayores niveles de crecimiento que los hombres, lo que resulta consistente con resultados obtenidos en otros estudios (Steward, 2009) y en el meta-análisis de Vishnevsky, Cann, Calhoun, Tedeschi y Demakis (2010). Estos últimos autores explican las diferencias señalando que las mujeres tienden a la rumia de cualquier tipo en mayor medida que los hombres, con consecuencias negativas en aspectos emocionales, pero también positivas, al favorecer en algunas el aprendizaje a partir de la experiencia. El estudio de la influencia de diferentes formas de pensamiento repetitivo y de las estrategias de afrontamiento en el CPT puede ayudar a esclarecer este aspecto.

Una limitación de este estudio es su carácter transversal y la no inclusión de otros elementos que aportaran a la validez de criterio predictivo y discriminante.

En síntesis, los resultados obtenidos indican la posibilidad de utilizar el PTGI en población latinoamericana, chilena en particular, para el estudio del CPT, en específico en personas expuestas a desastres naturales. Sin embargo, se requiere más investigación para clarificar mejor tanto las propiedades de la escala como la delimitación del constructo de crecimiento postraumático.

REFERENCIAS

- Aldwin, C., & Levenson, M. (2004). Posttraumatic growth: A developmental perspective. *Psychological Inquiry*, 15, 19-22.
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford Press.
- Brunet, J., McDonough, M., Hadd, V., Crocker, P., & Sabiston, C. (2010). The Posttraumatic Growth Inventory: An examination of the factor structure and invariance among breast cancer survivors. *Psycho-Oncology*, 19, 830-838.
- Byrne, B. (2006). *Structural equation modeling with Mplus*. New York, NY: Routledge.
- Calhoun, L. G., Cann, A., & Tedeschi, R. G. (2010). The Posttraumatic Growth Model: Sociocultural considerations. En: T. Weiss & R. Berger (Eds.), *Posttraumatic growth and culturally competent practice* (pp. 1-14). New York: Wiley & Sons.
- Cann, A., Calhoun, L. G., Tedeschi, R. G., Taku, T., Vishnevsky, T., Triplett, K., & Danhauer, S. (2010) A short form of the Posttraumatic Growth Inventory. *Anxiety, Stress y Coping*, 23, 127-137.
- Cova, F., & Rincón, P. (2010). El terremoto y tsunami del 27-f y sus efectos en la salud mental. *Terapia Psicológica*, 28, 179-185.
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2009). New measures of well-being: Flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*, 39, 247-266.
- Finney, S., & DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. En G. Hancock & R. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 269-314). Greenwich, Connecticut: Information Age Publishing.
- Fischer, P. (2006). The link between posttraumatic growth and forgiveness: An intuitive truth. En L. G. Calhoun & R. G. Tedeschi (Eds.), *Handbook of posttraumatic growth, Research and Practice* (pp. 311-333). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Flora, D., & Curran, P. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9, 466-491.
- García, F. (2011). Prevention of psychopathological consequences in survivor of tsunamis. En: M. Mokhtari (Ed.), *Tsunami: A growing disaster* (pp. 211-232). Rijeka, Croatia: InTech.
- Helgeson, V., Reynolds, K., & Tomich, P. (2006). A meta-analytic review of benefit finding and growth. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74, 797-806.
- Ho, S., Chan, C., & Ho, R. (2004). Posttraumatic growth in Chinese cancer survivors. *Psychooncology*, 13, 377-389.
- Hooper, L., Marotta, S., & Depuy, V. (2009). A confirmatory factor analytic study of the Posttraumatic Growth Inventory among a sample of racially diverse college students. *Journal of Mental Health*, 18, 335-343.
- Joseph, S., & Linley, P. (2008). Psychological assessment of growth following adversity: A review. En: S. Joseph & P. Linley (Eds.), *Trauma, recovery, and growth: Positive psychological perspectives on posttraumatic stress* (pp. 21-38). Hoboken, NJ: Wiley.
- Joseph, S., Linley, P., & Harris, G. (2004). Understanding positive change following trauma and adversity: A structural clarification. *Journal of Loss and Trauma*, 10, 83-96.
- Kaler, M., Erbes, C., Tedeschi, R. G., Arbisi, P., & Polusny, M. (2011). Factor structure and concurrent validity of the Posttraumatic Growth Inventory-Short Form among veterans from the Iraq War. *Journal of Traumatic Stress*, 24, 200-207.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (3th ed.). New York, NY: Guilford.
- Lee, J., Luxton, D., Reger, G., & Gahm, G. (2010). Confirmatory factor analysis of the posttraumatic growth inventory with a sample of soldiers previously deployed in support of the Iraq and Afghanistan wars. *Journal of Clinical Psychology*, 66, 813-819.
- Linley, P., Andrews, L., & Joseph, J. (2007). Confirmatory factor analysis of the Posttraumatic Growth Inventory. *Journal of Loss and Trauma*, 12, 321-332.
- McMillen, J., & Fisher, R. (1998). The Perceived Benefit Scales: Measuring perceived positive life changes after negative events. *Social Work Research*, 22, 173-187.
- Morris, B., Shakespeare-Finch, J., Rieck, M., & Newbury, J. (2005). Multidimensional nature of posttraumatic growth in an Australian population. *Journal of Traumatic Stress*, 18, 575-585.
- Osei-Bonsu, P., Weaver, T., Eisen, S., & Vander Wal, J. (2012). Posttraumatic Growth Inventory: Factor structure in the context of DSM-IV traumatic events. *ISRN Psychiatry*, 2012.
- Páez, D., Vázquez, C., Bosco, S., Gasparre, A., Iraurgi, I., & Sezibera, V. (2011). Crecimiento post estrés y post trauma: Posibles aspectos positivos y beneficiosos de la respuesta a los hechos traumáticos. En: D. Páez, C. Martín Beristain, J. L. González, N. Basabe & J. De Rivera (Eds.), *Superando la violencia colectiva y construyendo cultura de paz* (pp. 311-339). Madrid: Fundamentos.
- Palmer, G., Graca, J., & Occhietti, K. (2012). Confirmatory factor analysis of the Posttraumatic Growth Inventory in a veteran sample with posttraumatic stress disorder. *Journal of Loss and Trauma*, 17, 545-556.
- Park, C., Cohen, L., & Murch, R. (1996). Assessment and prediction of stress-related growth. *Journal of Personality*, 64, 71-105.
- Powell, S., Rosner, R., Butollo, W., Tedeschi, R. G., & Calhoun, L. G. (2003). Posttraumatic growth after war: A study with former refugees and displaced people in Sarajevo. *Journal of Clinical Psychology*, 59, 71-83.
- Seligman, M., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology. An introduction. *American Psychologist*, 55, 5-14.
- Sheikh, A., & Marotta, S. (2005). A cross-validation study of the Posttraumatic Growth Inventory. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 38, 66-77.
- Steward, J. (2009). *Effects of trauma intensity on posttraumatic growth: Depression, social support, coping, and gender*. Recuperado de http://web3.unt.edu/honors/eaglefeather/wp-content/2009/08/Steward_Jennifer.pdf
- Taku, K., Cann, A., Calhoun, L. G., & Tedeschi, R. G. (2008). The factor structure of the Posttraumatic Growth Inventory: A comparison of five models using confirmatory factor analysis. *Journal of Traumatic Stress*, 21, 158-164.

- Tedeschi, R. G., & Calhoun, L. G. (1996). The posttraumatic growth inventory: Measuring the positive legacy of trauma. *Journal of Traumatic Stress, 9*, 455-471.
- Tedeschi, R. G., & Calhoun, L. G. (2008). Crecimiento postraumático en las intervenciones clínicas cognitivo-conductuales. En: V. Caballo (Ed). *Manual para el tratamiento cognitivo-conductual de los trastornos psicológicos* (pp. 30-49). Madrid: Siglo XXI.
- Tedeschi, R. G., & Kilmer, R. (2005). Assessing strengths, resilience, and growth to guide clinical interventions. *Professional Psychology: Research and Practice, 36*, 230-237.
- Tennen, H., & Affleck, G. (2005). Benefit-finding and benefit-reminiscing. En C. Snyder & S. López (Eds.), *Handbook of Positive Psychology*. (pp. 584-597). Oxford: Oxford University Press.
- Vázquez, C., Castilla, C., & Hervás, G. (2009). Reacciones ante el trauma: Resistencia y crecimiento. En E. Fernández-Abascal (Ed.), *Las emociones positivas* (pp. 375-392). Madrid: Pirámide.
- Vishnevsky, T., Cann, A., Calhoun, L. G., Tedeschi, R. G., & Demakis, G. (2010). Gender differences in self-reported posttraumatic growth: A meta-analysis. *Psychology of Women Quarterly, 34*, 110-120.
- Weiss, T. (2004). Correlates of posttraumatic growth in married breast cancer survivors. *Journal of Social and Clinical Psychology, 23*, 733-746.
- Weiss, T., & Berger, R. (2006). Reliability and validity of a Spanish version of the Post-Traumatic Growth Inventory. *Research on Social Work, 16*, 191-199.
- Weiss, T., & Berger, R. (2011). *Posttraumatic Growth and Culturally Competent Practice*. New York: Wiley & Sons.
- Zoellner, T., & Maercker, A. (2006). Post-traumatic growth in clinical psychology. *Clinical Psychology Review, 26*, 626-653.

Recibido: 3 de julio de 2012
Aceptado: 26 de febrero de 2013

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL INVENTARIO DE ACTITUDES HACIA PERSONAS CON DISCAPACIDAD (IAPD)

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE INVENTORY OF ATTITUDES TOWARDS PEOPLE WITH DISABILITY

M^a ÁNGELES ALCEDO RODRÍGUEZ, LAURA ELISABET GÓMEZ SÁNCHEZ Y YOLANDA FONTANIL GÓMEZ
Universidad de Oviedo (España)

ROSALÍA GONZÁLEZ GARCÍA
Colegio Público Vega de Guceo (España)

Citación: Alcedo, R. M. A., Gómez, S. L. E., Fontanil, G. Y., & González, G. R. (2013). Propiedades psicométricas del Inventario de Actitud hacia Personas con Discapacidad (IAPD). *Revista Mexicana de Psicología*, 30(2), 154-164.

Resumen: Ante la escasez de instrumentos para la evaluación de las actitudes presentes en la infancia hacia las personas con discapacidad, se presenta la validación del Inventario de Actitudes hacia Personas con Discapacidad (IAPD). La muestra está compuesta por 228 niños de edades entre 7 y 10 años. Los resultados obtenidos muestran que el IAPD evidencia una adecuada consistencia interna (alfa de Cronbach = .873), así como una buena estabilidad temporal. Se proporcionan además evidencias de validez convergente con la EAPD (Verdugo et al., 1994), con la que se obtienen relaciones de moderadas a altas, estadísticamente significativas en todos los momentos de la evaluación y evidencias de validez basadas en la estructura interna de la escala, mediante un análisis factorial exploratorio. A la luz de los resultados puede afirmarse que la IAPD cuenta con suficientes evidencias de validez y fiabilidad para evaluar las actitudes hacia la discapacidad en la infancia.

Palabras clave: autonomía, aceptación, distancia social, emociones, actitud negativa

Abstract: Due to the lack of instruments to assess attitudes towards people with disability in childhood, the validation of the 'Inventory of Attitudes towards People with Disability (IAPD)' is presented. The sample is composed of 228 children with ages ranging from 7 to 10 years old. Results show that the IAPD has an adequate internal consistency (Cronbach's Alpha = .873) and temporal stability. We provide evidences of convergent validity based on correlations with the EAPD (Verdugo et al., 1994) – coefficients were significant and moderate-high in all assessments– and internal structure-based evidences based on exploratory factorial analysis. These results allow us to conclude that the IAPD has adequate evidences of validity and reliability to assess attitudes towards disability in the childhood.

Key words: autonomy, acceptance, social distance, cognitions, emotions

En su famoso libro "Everybody Belongs", Arthur Shapiro (2000) expone cómo las imágenes y los mitos sobre la discapacidad continúan fomentando actitudes negativas hacia estas personas, actitudes que impiden y bloquean su integración y participación social. De hecho, la investigación reciente acerca de las variables que favorecen la inclusión señala que las actitudes son un aspecto funda-

mental en el éxito vital de las personas con discapacidad. Estas actitudes (i.e. aquellas valoraciones y/o predisposición a responder hacia estas personas con algún grado de aprobación o desaprobación), que implican maneras más o menos permanentes de pensar, sentir y/o actuar, determinan en gran medida su integración social (Brostrand, 2006; Bueno, 2010; Cook, Cameron, y Tankersley, 2007;

Dirigir correspondencia a: M^a Ángeles Alcedo Rodríguez. Departamento de Psicología, Universidad de Oviedo. Plaza Feijoo, s/n - 33003 Oviedo (España). Correo electrónico: malcedo@uniovi.es

Chen, Brodwin, Cardoso, y Chan, 2002; Flórez, Aguado, y Alcedo, 2009; Konur, 2006; Rosenthal, Chan, y Livenh, 2006; White, Jackson, y Gordon, 2006). Se admite que la discapacidad presente en este colectivo de personas con deficiencias físicas, intelectuales y sensoriales es el resultado de la interacción negativa entre las características de la persona (e.g. deficiencias) y las características de su entorno (e.g. barreras físicas y actitudes negativas), que dificultan su participación en la sociedad (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2001).

Según el modelo multidimensional de actitud propuesto por Triandis (1974), es uno de los que presenta mayor consenso tanto en el ámbito aplicado como en el de investigación, y que constituye el sustrato teórico de este trabajo, estas actitudes (i.e. ideas cargadas de emoción que predisponen a una clase de acciones) presentan tres componentes básicos: (a) el componente cognitivo o forma de articulación de la información y su emisión (idea), que refleja los pensamientos, creencias, opiniones o percepciones sobre un determinado grupo o categoría de personas (estereotipos); en su formación estarían factores como la categorización, la selectividad en la percepción o las asociaciones entre categorías; (b) el componente afectivo (prejuicio), la idea cargada de emoción, que se expresa a través de sentimientos hacia el referente (e.g. bueno o malo, agradable o desagradable), y en cuya formación se incluyen el condicionamiento y la familiaridad; y (c) el componente comportamental, que es la predisposición a actuar de una determinada forma respecto al referente; las normas sociales estarían en la base de este componente. El componente cognitivo y afectivo se consideran componentes esenciales de la actitud, ya que el componente conductual no siempre correlaciona con los otros dos (Chubon, 1994). Al respecto, Triandis (1974) afirma que la conducta no está solo determinada por lo que a la gente le gustaría hacer, sino también por lo que cree que debe hacer (normas sociales), por lo que han hecho generalmente, o sea costumbre, y por las consecuencias que se esperan del comportamiento.

Las tres últimas décadas de políticas educativas han potenciado un incremento de la inclusión de los niños con discapacidad en los centros escolares de forma positiva y exitosa. Sin embargo, la persistencia de actitudes negativas que favorecen el rechazo y la marginación por parte de sus pares sin discapacidad ponen en peligro estos logros (Huete, Sola, y Lara, 2010). De hecho, los resultados de este proceso de inclusión aún generan importantes controversias, dado que no siempre son muy satisfactorios, tanto en lo relativo a rendimiento en las áreas del currículo como en participación, entendida ésta en su aspecto relacional y de autoestima (Echeita y Verdugo, 2004; Llewellyn, 2000; OMS y Grupo del Banco Mundial, 2011; Peralta, 2007; Piel, 2007). El reciente Informe Mundial sobre la Discapacidad (OMS y Grupo del Banco Mundial, 2011) explícita y señala que las actitudes negativas son uno de los obstáculos discapacitantes de la inclusión de estos

niños en el entorno escolar, y recoge como recomendación específica la necesidad de fomentar la investigación en este tema a través de la recopilación de información sobre las creencias y actitudes acerca de la discapacidad, de forma que puedan superarse mediante educación e información.

En este sentido, la necesidad de evaluar las actitudes presentes en la comunidad educativa ha orientado el desarrollo de este trabajo. Estas actitudes son en ocasiones tan determinantes del éxito de la inclusión de los niños con discapacidad como lo es el diseño de un currículo bien adaptado (Aguado, Alcedo, y Flórez, 2004; Ainscow y Booth, 2011). Los instrumentos de evaluación elaborados y validados para la medición de las actitudes hacia personas con discapacidad en la población infantil son escasos, especialmente para niños con edades inferiores a los 10 años, dadas las dificultades que pueden encontrar en la comprensión de los reactivos que se les presenta. Vignes, Coley, Grandjean, Godeau y Arnaud (2008) en su revisión sobre estos instrumentos de evaluación señalan que pese a haber sido desarrollados en su mayoría en las décadas de los 70 y 80, y preferentemente en el ámbito anglosajón, apenas se han replicado los estudios y se han aportado escasos datos acerca de su validez y fiabilidad (cf. Hazzard, 1983; Rapier, Adelson, Carey, y Croke, 1972; Siperstein, y Chatillon, 1982).

En los países de habla hispana la situación es similar. Entre los escasos instrumentos de evaluación existentes predominan, por un lado, las pruebas sociométricas, las entrevistas semiestructuradas y los cuestionarios elaborados *ad hoc* para estudios concretos. No obstante, la mayoría de estos instrumentos no presentan propiedades psicométricas adecuadas (Flórez et al., 2009). Entre los escasos instrumentos que cuentan con suficientes evidencias de validez y fiabilidad en el contexto español, destacan la Escala de Actitudes hacia Personas con Discapacidad (EAPD) de Verdugo, Arias y Jenaro (1994), el Inventario de Actitudes hacia la Integración (INVOPINIALM-1) de Pelechano (1989), y la Escala de Valoración de Términos Asociados con Discapacidad (EVT) de Aguado y Alcedo (1999). No obstante, éstos presentan ciertas limitaciones: (a) algunos no reflejan la terminología actual relativa a discapacidad, (b) otros no son aplicables a niños menores de 10 años, o bien (c) se centran en las actitudes hacia tipos específicos de discapacidad y en contextos concretos.

Resulta evidente en la revisión de la literatura científica la necesidad de contar con instrumentos que permitan evaluar las actitudes hacia la discapacidad en niños, pues hay datos que señalan que estas actitudes se forman en edades muy tempranas, probablemente antes de los 4 ó 5 años. Ya a la edad de 3 años los niños son aparentemente capaces de hacer las comparaciones sociales necesarias para utilizar información sobre el nivel social relativo de su grupo (Brown, 1995). Aproximadamente hacia los ocho años aparecen actitudes claramente definidas. En torno a los 7 a 10 años se observa un incremento en las

actitudes negativas, sobre todo en las de rechazo. Una vez pasada la adolescencia, estas actitudes negativas tienden a mantenerse estables y hacia los 30 a 35 tienden a hacerse aún más negativas (Harris, 1993; Harris, Hilich, Corbitt, Hoover, y Brandy, 1992; Magiati, Dockrell, y Longotheni, 2002; Maras y Brown, 2000; Pelechano, 1997).

Por tales motivos, el propósito de este trabajo consiste en presentar el desarrollo de un instrumento de evaluación en castellano, el Inventario de Actitudes hacia Personas con Discapacidad (IAPD), y aportar evidencias acerca de su validez y fiabilidad (concretamente, evidencias de validez basadas en su estructura interna y evidencias de validez convergente).

MÉTODO

Participantes

El inventario fue cumplimentado por 228 escolares con edades comprendidas entre los 7 y 10 años. La media de edad se situó en 8.42 años, siendo los 8 y los 9 años las edades más frecuentes de los niños que conformaron la muestra (91.3%). En cuanto al género, la muestra estuvo conformada por porcentajes similares entre niños (49.1%; $n = 112$) y niñas (50.9%; $n = 116$). No obstante, la media de edad de los niños ($M = 8.53$; $DE = 0.643$) fue ligeramente superior a la de las niñas ($M = 8.31$; $DE = 0.638$). Por lo que se refiere a la selección de los participantes, se trata de una muestra incidental con alumnado de cinco centros escolares de la zona centro del Principado de Asturias (España).

Instrumento

El inventario fue realizado por profesionales expertos en el ámbito de la discapacidad. Para su elaboración se llevó a cabo una revisión de la literatura científica sobre instrumentos de evaluación de actitudes hacia la discapacidad (e.g. Inventario de Actitudes hacia la Integración [INVO-PINIALUM-1], Pelechano, 1989; Escala de Actitudes hacia la Discapacidad [EAPD], Verdugo et al., 1994).

La versión piloto de la IAPD estaba precedida por una ficha de datos sociodemográficos, entre los que se recogen variables como: género, edad, lugar de residencia y curso escolar. La escala constaba inicialmente de 40 ítems pero la versión final quedó formada por 36 (4 ítems que presentaban un índice de homogeneidad corregida inferior a .200 fueron eliminados). Los ítems recogen una serie de afirmaciones sobre la forma de pensar, sentir y actuar ante las personas con discapacidad (Anexo al final de este artículo). Cuenta con un formato de respuesta dicotómico en el que la persona debe elegir entre dos enunciados, uno

que indica actitudes positivas hacia la discapacidad y otro que refleja actitudes negativas. Está diseñado para evaluar actitudes hacia la discapacidad (i.e. intelectual, sensorial, física) en niños con edades comprendidas entre los 7 y 10 años de edad.

Procedimiento

La escala se aplicó de forma colectiva en las aulas de los distintos centros escolares ordinarios participantes. La evaluación fue realizada por dos psicólogas clínicas previamente entrenadas. Los niños la cumplimentaron de forma individual, aunque en el caso de aquellos niños más pequeños o con dificultades lectoras la evaluadora leía las preguntas y ellos registraban las respuestas, evitando así cualquier tipo de interferencia. Se explicó previamente la importancia de la sinceridad y se garantizó la confidencialidad de los datos.

Análisis de datos

En primer lugar se llevó a cabo un análisis descriptivo de los datos sociodemográficos de los participantes. A continuación, con objeto de proporcionar evidencias de fiabilidad del instrumento analizado, se analizó la consistencia interna de la escala mediante el coeficiente Alfa de Cronbach, en cuyos resultados se basó la eliminación de algunos ítems y el consiguiente refinamiento de la escala. El mismo coeficiente de consistencia interna fue utilizado para aportar evidencias de estabilidad temporal (mediante su cálculo en seis momentos temporales diferentes en una submuestra de 100 niños y la comprobación de la existencia de diferencias significativas entre los mismos). Se proporciona asimismo, evidencia de validez de la escala basadas en su estructura interna mediante análisis factorial exploratorio. Finalmente, se aporta evidencias de validez convergente mediante la provisión de coeficientes de correlación de Spearman de cada subescala con la escala total, y de ésta con otro instrumento de evaluación de actitudes. Para el análisis de los datos se utilizó el programa estadístico SPSS 18.00.

RESULTADOS

Evidencias de fiabilidad

En primer lugar, analizamos la fiabilidad en términos de consistencia interna mediante el coeficiente Alfa de Cronbach (α), que alcanzó un valor de .86 para el total de los ítems incluidos en la versión piloto de la escala ($N = 40$). Aunque el coeficiente indica una adecuada consistencia interna, se eliminaron cuatro ítems (i.e. i04, i10, i12, i13)

en función de los índices de homogeneidad corregida (aquellos que presentaron valores $< .200$); tales ítems aparecen sombreados en el Apéndice A. De este modo, la versión final del IAPD quedó formada por 36 ítems, para los que se volvió a calcular de nuevo su consistencia interna, dando lugar esta vez a un coeficiente ligeramente superior al anteriormente obtenido ($\alpha = .87$).

En segundo lugar, con el fin de aportar evidencia de fiabilidad del IAPD en términos de estabilidad temporal, el IAPD se aplicó en seis momentos temporales diferentes (i.e. seis evaluaciones espaciadas durante tres cursos académicos) a una submuestra de los participantes ($N = 100$) seleccionada en función de su disponibilidad. En la Tabla 2 se puede comprobar que los coeficientes alfa de Cronbach oscilaron en las seis aplicaciones entre $.84$ y $.89$ para la escala evaluada en conjunto, sin existir diferencias significativas en la prueba de comparación de los respectivos coeficientes de consistencia interna ($\chi^2_{(5)} = 4.683$; $p = .456$).

Evidencias de validez

Con el propósito de obtener evidencia basada en la estructura interna, una vez obtenida la versión final de la escala y eliminados los ítems menos fiables, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio (AFE) mediante el método de extracción de componentes principales (rotación varimax) con el fin de conocer la estructura interna del IAPD. Tanto el índice KMO como la prueba de esfericidad de Bartlett dieron lugar a valores adecuados que indicaban la adecuación del AFE como método de reducción de datos ($KMO = .786$; $\chi^2 = 2352.48$; $p < .001$). En la Tabla 3 aparecen los autovalores y el porcentaje de varianza total que explican cada uno de los cinco componentes que darían cuenta del 41.54% de la varianza.

De este modo, como se muestra en la Tabla 4, la escala evalúa cinco factores o dimensiones. La primera de ella (factor I) recibe el nombre de "Atribución de autonomía, independencia y capacidad" y está formada por 11 ítems que dan lugar a un $\alpha = .807$. La segunda dimensión hace referencia a la "Aceptación personal de las personas con discapacidad", formada por 7 ítems con un coeficiente de consistencia interna algo inferior ($\alpha = .611$). El tercer factor incluye 7 ítems referidos al "Apoyo, la distancia social y el conocimiento de la discapacidad" ($\alpha = .702$). El cuarto factor está formado por 5 ítems centrados en la "Integración laboral, escolar y comunitaria" y cuenta con un $\alpha = .662$. Finalmente, el quinto factor recoge "Sentimientos y emociones hacia las personas con discapacidad" por medio de 6 ítems que en conjunto dan lugar a un coeficiente de consistencia interna igual a $.603$.

Asimismo, con objeto de proporcionar evidencias de validez del instrumento basadas en otras variables (i.e. evidencias convergentes) se analizó la intensidad de la relación entre las puntuaciones globales en la IAPD y la

EAPD (Verdugo et al., 1994), que se aplicó a la misma submuestra de 100 participantes y en los seis momentos temporales descritos con anterioridad. En todos los casos, los coeficientes de correlación fueron positivamente significativos a un nivel de confianza del 99% (Tabla 5).

DISCUSIÓN

Dada la escasez de instrumentos de evaluación de actitudes hacia la discapacidad en población infantil, fundamentalmente en los niños de menor edad, cuyo nivel de lectura puede dificultar la comprensión de los reactivos presentes en dichas pruebas, y especialmente en aquellas que conllevan respuestas escalares, el propósito de este trabajo consistió en la elaboración y validación de un instrumento adecuado para niños entre 7 y 10 años. Los resultados obtenidos muestran que el IAPD tiene suficientes evidencias de fiabilidad, basadas en su consistencia interna y estabilidad temporal. Del mismo modo, se proporcionó evidencias de validez convergente con la EAPD (Verdugo et al., 1994), al observarse correlaciones entre ambas moderadas-altas y estadísticamente significativas en todos los momentos de la evaluación. Finalmente, se han proporcionado evidencias de validez basadas en la estructura interna mediante el análisis factorial exploratorio. Así, la versión final, formada por 36 ítems, muestra una distribución multifactorial de las actitudes hacia la discapacidad, compuesta por cinco factores.

Los ítems muestran, en la línea del modelo propuesto por Triandis (1974), que asume una concepción multidimensional y dinámica de las actitudes, dos de los componentes básicos sobre los que se asienta este constructo: el cognitivo y el afectivo. Así, los cuatro primeros factores evaluarían el componente cognitivo de estas actitudes: la forma de articulación de la información y su emisión, es decir, la idea. Recogen los pensamientos, creencias, opiniones o percepciones que estos niños sin discapacidad presentan hacia la autonomía, independencia y capacidad de sus pares con discapacidad (factor I), su aceptación personal de las personas con discapacidad (factor II), el apoyo, la distancia social y el conocimiento de la discapacidad (factor III), y la idea acerca de la integración laboral, escolar y comunitaria de estas personas (factor IV). Estos conocimientos, que pueden ser más o menos erróneos o parciales, ni siquiera tienen que estar basados en datos objetivos o en la experiencia directa (Ruiz, 2002), pero por sí mismos son suficientes para fundamentar una actitud. De hecho, de la adecuación y exactitud de estas creencias se derivan, en parte, los prejuicios y estereotipos que tanto interfieren en la integración e inclusión de las personas con discapacidad (Krahé y Altvasser, 2006; Laws y Kelly, 2005; Rafferty y Griffin, 2005; Wong, 2006). Asimismo, el otro componente básico sobre el que se

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de la IAPD

IAPD	Media de la escala si se elimina el elemento	Varianza de la escala si se elimina el elemento	Correlación elemento-total corregida	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento
ítem 1	68.10	35.849	.416	.858
ítem 2	67.89	36.947	.379	.859
ítem 3	68.09	36.298	.335	.860
ítem 4	68.05	38.298	-.031	.868
ítem 5	68.03	36.981	.228	.862
ítem 6	68.49	36.196	.341	.860
ítem 7	68.18	35.398	.466	.857
ítem 8	67.85	37.638	.265	.861
ítem 9	68.20	35.862	.377	.859
ítem 10	67.98	37.406	.164	.863
ítem 11	67.89	37.279	.288	.861
ítem 12	67.94	37.462	.176	.863
ítem 13	68.33	37.445	.102	.866
ítem 14	67.88	37.073	.361	.860
ítem 15	68.32	35.743	.389	.859
ítem 16	67.88	37.131	.354	.860
ítem 17	68.08	35.254	.538	.855
ítem 18	68.05	35.468	.523	.856
ítem 19	68.00	36.169	.422	.858
ítem 20	68.30	35.163	.489	.856
ítem 21	67.90	37.064	.319	.860
ítem 22	68.04	35.652	.493	.856
ítem 23	67.92	36.642	.410	.859
ítem 24	68.68	37.361	.208	.862
ítem 25	67.87	37.430	.278	.861
ítem 26	68.35	35.104	.502	.856
ítem 27	67.96	36.455	.391	.859
ítem 28	68.11	36.485	.290	.861
ítem 29	67.89	37.425	.244	.861
ítem 30	68.28	35.023	.515	.855
ítem 31	67.91	37.029	.314	.860
ítem 32	67.92	37.058	.294	.861
ítem 33	68.37	35.120	.502	.856
ítem 34	67.89	37.130	.325	.860
ítem 35	68.18	35.078	.524	.855
ítem 36	67.96	36.885	.293	.861
ítem 37	67.97	36.547	.361	.859
ítem 38	67.92	36.820	.356	.860
ítem 39	67.89	37.267	.284	.861
ítem 40	67.85	37.702	.238	.862

Tabla 2. Estabilidad temporal de la IAPD

Aplicación	Alfa de Cronbach	N sujetos	N ítems
1	.842	87	36
2	.858	91	36
3	.863	88	36
4	.864	98	36
5	.884	95	36
6	.894	96	36

asientan las actitudes –el afectivo– quedaría evaluado por el factor denominado Sentimientos y emociones hacia las personas con discapacidad (factor V). Los ítems elaborados para cubrir esta dimensión recogen la emoción asociada a la idea, es decir, la presencia o ausencia de miedos o vivencias negativas hacia estas personas.

Así los resultados de este estudio sugieren una solución factorial de cinco dimensiones que resulta congruente con la encontrada en otros estudios realizados en el contexto español (e.g. Verdugo et al., 1994). Además, las dimensiones que conforman la IAPD recogen una serie de componentes básicos para la evaluación de este aspecto determinante de la calidad de vida del colectivo de personas con discapacidad. Nos informan acerca de lo que los niños piensan, sienten y cómo les gustaría comportarse respecto a estas personas. El hecho constatado de que a edades tan tempranas como los 3 a 5 años ya aparecen actitudes negativas (Brown, 1995) justifica la importancia

de evaluarlas de una forma adecuada y con suficientes garantías psicométricas.

La comprobación empírica de que a través de programas adecuados tales actitudes puedan cambiarse, mejorarse, atenuarse o adquirir un matiz menos peyorativo a partir de la manipulación de uno o más de los componentes actitudinales (Flórez et al., 2009; Pettigrew y Trop 2006; Rillota y Nettelbeck, 2007) es otro de los criterios justificativos de la necesidad de instrumentos que posibiliten el conocimiento de dichas actitudes, así como la valoración de las intervenciones centradas en su modificación. Se contribuye por tanto a potenciar el desarrollo e implementación de estrategias demandadas no sólo en los estudios y trabajos específicos centrados en esta temática de actitudes, sino también por estamentos educativos y organismos e instituciones variados (Estatuto del Estudiante Universitario, 2010; LOMLOU, 2007; OMS y Grupo del Banco Mundial, 2011), siempre con el propósito final de favorecer y promover activamente la no discriminación de las personas con discapacidad.

Como toda investigación, este estudio no está libre de limitaciones. Así, entre ellas, destaca en primer lugar la necesidad de aplicar la escala a una muestra mayor de personas con objeto de replicar la solución factorial mediante análisis factorial confirmatorio, objetivo que queda pendiente para posteriores estudios. Asimismo, no se debe olvidar que la muestra procede de cinco centros escolares ubicados en una misma zona geográfica, por lo que consideramos que sería recomendable proseguir su validación en muestras más amplias, heterogéneas y representativas, con el fin de potenciar y contrastar la generalización de estos resultados preliminares. Finalmente, otra limitación del estudio radica en los

Tabla 3. Autovalores y porcentaje de varianza total explicada por los factores del AFE

Factor	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6.870	19.084	19.084	6.870	19.084	19.084	4.497	12.491	12.491
2	3.208	8.912	27.996	3.208	8.912	27.996	2.879	7.998	20.489
3	1.785	4.959	32.955	1.785	4.959	32.955	2.738	7.605	28.094
4	1.549	4.302	37.257	1.549	4.302	37.257	2.422	6.728	34.822
5	1.543	4.286	41.544	1.543	4.286	41.544	2.420	6.722	41.544
6	1.426	3.961	45.505						
7	1.344	3.733	49.238						
8	1.235	3.429	52.667						
9	1.170	3.251	55.917						
10	1.103	3.064	58.982						
11	1.039	2.885	61.866						

Tabla 4. Factores de la IAPD y pesos factoriales

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5
Item 20	.722*				
Item 26	.710*				
Item 35	.690*				
Item 33	.662*				
Item 6	.583*				
Item 15	.580*				
Item 19	.421*				
Item 22	.419*	.353			.305
Item 37	.396*	.390			
Item 5	.389*				
Item 34	.366*	.336			
Item 39		.640*			
Item 40		.598*	.318		
Item 16		.584*			.349
Item 31		.487*			
Item 18	.392	.429*			
Item 3		.389*			
Item 36		.326*			
Item 32			.741*		
Item 21			.578*		
Item 25			.559*		
Item 38		.303	.523*		
Item 8			.501*		.339
Item 29			.406*		.345
Item 2		.383	.398*		
Item 7	.325			.624*	
Item 30	.455			.572*	
Item 14				.544*	
Item 11			.355	.502*	
Item 1			.333	.431*	
Item 23					.506*
Item 28					.504*
Item 27					.471*
Item 17	.324			.403	.468*
Item 9	.364				.444*
Item 24	.355				.423*

Nota. *Asignación del ítem a un factor. Se han eliminado los pesos factoriales inferiores a .200. En cursiva se señalan las saturaciones cruzadas

Tabla 5. Correlaciones entre IAPD y EAPD (Rho de Spearman)

	IAPD 1	IAPD 2	IAPD 3	IAPD 4	IAPD 5	IAPD 6
EAPD 1	.587*					
EAPD 2		.734*				
EAPD 3			.600*			
EAPD 4				.663*		
EAPD 5					.706*	
EAPD 6						.728*

*La correlación es significativa al nivel .001 (bilateral)

coeficientes de consistencia interna encontrados para tres de las cinco subescalas, que rozan el valor tradicionalmente considerado como aceptable (.70). No obstante, como es sabido, estos valores dependen en gran medida del número de ítems y del tamaño de la muestra, por lo que es esperable que al ampliar el tamaño de la muestra, estos coeficientes mejoren significativamente.

Por último, las implicaciones prácticas de este trabajo tienen que ver con la necesidad de programar e implementar acciones concretas y continuadas para el logro de actitudes adecuadas hacia la discapacidad en la infancia. Aunque la normalización e inclusión como filosofía son principios ampliamente aceptados, su implementación es un reto aún pendiente. Con objeto de conocer la eficacia de las prácticas llevadas a cabo en este sentido (e.g. programas de mejora de actitudes, campañas de sensibilización) resulta esencial contar con instrumentos que nos permitan evaluar resultados de manera válida y fiable. En este sentido, el presente estudio constituiría un punto de partida y apoyo a los numerosos esfuerzos que profesionales sanitarios, sociales y educativos están desarrollando con el fin de conseguir la eliminación de barreras actitudinales que dificultan la participación de las personas con discapacidad en la sociedad.

REFERENCIAS

- Aguado, A. L., & Alcedo, M. A. (1999). La Escala de Valoración de Términos Asociados con Discapacidad en una muestra de EGB. *Análisis y Modificación de Conducta*, 25(103), 783-806.
- Aguado, A. L., Alcedo, M. A., & Flórez, M. A. (2004). Programas de cambio de actitudes ante la discapacidad. *Psicothema*, 16(4), 667-673.
- Ainscow, M., & Booth, T. (2011). *Index for Inclusion: Developing learning and participation in schools*. Bristol: CSIE.
- Brostrand, H. L. (2006). Tilting at windmills: Changing attitudes towards people with disabilities. *Journal of Rehabilitation*, 72(1), 4-9.

- Brown, R. (1995). *Prejuicio. Su psicología social*. Madrid: Alianza Editorial.
- Bueno, A. (2010). Una mirada ilusionada al futuro de los Servicios de Apoyo a la Discapacidad en la Universidad. Buenas prácticas de apoyo a la discapacidad en la universidad. En A. Bueno (Ed.), *Buenas prácticas durante los estudios universitarios en la recepción de la información* (pp. 10-33). Alicante: Editorial CEE Limencop.
- Chen, R. K., Brodwin, M. G., Cardoso, E., & Chan, F. (2002). Attitudes towards people with disabilities in the social context of dating and marriage: A comparison of American, Taiwanese and Singaporean college students. *The Journal of Rehabilitation*, 68, 5-11.
- Chubon, R. A. (1994). *Social and Psychological Foundations of Rehabilitation*. Springfield, Illinois: Charles C. Thomas, Publisher.
- Cook, B. G., Cameron, D. L., & Tankersley, M. (2007). Inclusive teachers' attitudinal ratings of their students with disabilities. *Journal of Special Education*, 40, 230-238.
- Echeita, G., & Verdugo, M. A. (Dirs.) (2004). *La Declaración de Salamanca sobre necesidades educativas especiales 10 años después. Valoración y Prospectiva*. Salamanca: INICO.
- Estatuto del Estudiante Universitario (2010). *Real Decreto 1791/2010 de 30 de diciembre*. Boletín Oficial del Estado nº 318.
- Flórez, M. A., Aguado, A. L., & Alcedo, M. A. (2009). Revisión y análisis de los programas de cambio de actitudes hacia personas con discapacidad. *Anuario de Psicología Clínica y de la Salud*, 5, 85-98.
- Harris P. (1993). The nature and extent of aggressive behaviour amongst people with learning difficulties (mental handicap) in a single health district. *Journal of Intellectual Disability Research*, 37, 221-242.
- Harris, H. J., Hilich, R., Corbitt, E. N., Hoover, D. W., & Brady, M. (1992). Self-fulfilling effects of stigmatizing information on children's social interactions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, 41-50.
- Hazzard, A. (1983). Children's experience with, knowledge of, and attitude toward disabled persons. *Journal of Special Education*, 17, 131-39.
- Huete, A., Sola, A., & Lara, P. (2010). *Los jóvenes con discapacidad en España. Informe de situación 2010*. Madrid: CERMI.
- Konur, O. (2006). Teaching disabled students in higher education. *Teaching in Higher Education*, 11, 351-363.
- Krahé, B., & Altvasser, C. (2006). Changing negative attitudes towards persons with physical disabilities: An experimental intervention. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 16, 59-69.
- Laws, G., & Kelly, E. (2005). The attitudes and friendship intentions of children in United Kingdom Mainstream Schools towards peers with physical or intellectual disabilities. *International Journal of Disability, Development and Education*, 52(2), 79-99.
- Llewellyn, A. (2000). Perceptions of mainstreaming: A systems approach. *Developmental Medicine and Child Neurology*, 42, 106-115.
- LOMLOU (2007). *Ley Orgánica Modificada de la Ley Orgánica de Universidades 4/2007*. Boletín Oficial del Estado, nº 89.
- Magiati, I., Dockrell, J., & Longotheni, A. (2002). Young children's understanding of disabilities: The influence of development, context, and cognition. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 23(4), 409-430.
- Maras, P., & Brown, R. (2000). Effects of different forms of school contact on children's attitudes toward disabled and non-disabled peers. *British Journal of Educational Psychology*, 70(3), 337-351.
- Organización Mundial de la Salud. (2001). *Clasificación Internacional del Funcionamiento, la Discapacidad y la Salud*. Madrid: IMSERSO.
- Organización Mundial de la Salud, & Grupo del Banco Mundial. (2011). *Informe Mundial sobre la Discapacidad*. Recuperado de: world_report/2011/report.pdf.
- Pelechano, V. (Dir.) (1989). *Aceptación, habilidades sociales y motivación en la integración de niños ciegos* (Informe técnico). Tenerife: Departamento de Personalidad, Universidad de La Laguna.
- Pelechano, V. (1997). Determinantes de las actitudes ante la integración y su modificación. *Conferencia presentada en las II Jornadas Científicas de Investigación sobre personas con discapacidad*. Salamanca, 20-22-III.
- Peralta, A. (2007). *Libro Blanco sobre Universidad y Discapacidad*. Madrid: Real Patronato sobre Discapacidad. Madrid: CERMI, Fundación Vodafone España y ANECA.
- Pettigrew, T. F., & Trop, L. R. (2006). A meta-analytic test of intergroup contact theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 90(5), 751-783.
- Piel, S. J. (2007). Introduction: The social position of pupils with special needs in regular education. *European Journal of Special Needs Education*, 22(1), 1-6.
- Rafferty, Y., & Griffin, K. (2005). Benefits and risk of reverse inclusion for preschoolers with and without disabilities: Perspectives of parents and providers. *Journal of Early Intervention*, 27(3), 173-192.
- Rapier, J., Adelson, R., Carey, R., & Croke, K. (1972). Changes in children's attitudes toward the physically handicapped. *Exceptional Children*, 39, 219-223.
- Rillota, F., & Nettelbeck, T. (2007). Effects of an awareness program on attitudes of students without an intellectual disability towards persons with an intellectual disability. *Journal of Intellectual & Developmental Disability*, 32(1), 19-27.
- Rosenthal, D. A., Chan, F., & Livenh, H. (2006). Rehabilitation students' attitudes toward persons with disabilities in high- and low-stakes social contexts: A conjoint analysis. *Disability and Rehabilitation*, 28(24), 1517-1527.
- Ruiz, L. (2002). *Animación y discapacidad. La integración en el tiempo libre*. Salamanca: Amarú.
- Shapiro, A. H. (2000). *Everybody belongs*. UK: Routledge.
- Siperstein, G. N., & Chatillon, A. C. (1982). Importance of Perceived Similarity in Improving Children's Attitudes toward Mentally Retarded Peers. *American Journal of Mental Deficiency*, 86(5), 453-458.
- Triandis, H. C. (1974). *Actitudes y cambio de actitudes*. Barcelona: Toray (versión castellana de Attitude and attitude change. New York: John Wiley & Sons, 1971).
- Verdugo, M. A., Arias, B., & Jenaro, C. (1994). *Actitudes hacia las personas con minusvalía*. Madrid: Ministerio de Asuntos Sociales, IMSERSO.

- Vignes, C., Coley, N., Grandjean, H., Godeau, E., & Arnaud, C. (2008). Measuring children's attitudes towards peers with disabilities: A review of instruments. *Developmental Medicine and Child Neurology*, 50(3), 182-189.
- White, M. J., Jackson, V., & Gordon, P. J. (2006). Implicit and explicit attitudes toward athletes with disabilities. *Journal of Rehabilitation*, 72(3), 33-40.
- Wong, D. (2006). Do contacts make a difference? The effects of mainstreaming on student attitudes toward people with disabilities. *Research in Developmental Disabilities*, 29, 70-82.

Recibido 27 de abril de 2012
Aceptado 5 de marzo de 2013