

Original

Propiedades psicométricas del Inventario de Crecimiento Postraumático en pacientes oncológicos en población argentina



Teresa Esparza-Baigorri^{a,*}, Nora Leibovich de Figueroa^b y Tomas Martínez-Terrer^c

^a Hospital Oncológico Marie Curie, Buenos Aires, Argentina

^b Facultad de Psicología, Instituto de Investigaciones, Universidad de Buenos Aires (UBA), Buenos Aires, Argentina

^c Departamento de Microbiología, Medicina Preventiva y Salud Pública, Facultad de Medicina, Universidad de Zaragoza, Zaragoza, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 28 de diciembre de 2015

Aceptado el 27 de junio de 2016

On-line el 9 de noviembre de 2016

Palabras clave:

Crecimiento postraumático

Características psicométricas

Cáncer

Variables sociodemográficas

R E S U M E N

El objetivo de este estudio es obtener las propiedades psicométricas de la adaptación argentina ($N = 156$) del Inventario de Crecimiento Postraumático (PTGI) en población oncológica. Actualmente, es el principal instrumento destinado a evaluar los cambios personales positivos que ocurren tras la vivencia de un suceso traumático. Se aplicó a 156 mujeres sobrevivientes de cáncer de mama (edad media = 60,7; $DT = 9,0$) pertenecientes a un hospital de la ciudad de Buenos Aires. Se realizó un análisis factorial de componentes principales del cual se extrajeron 5 factores con valores propios mayores que uno que explican el 59,84% ($\alpha = 0,90$) de la varianza total. Se obtuvo un alfa de Cronbach de 0,89. Posteriormente se aplicó un análisis con el modelo de ecuaciones estructurales para contrastar la estructura factorial del mismo. Además, se realizó una comparación de medias y un análisis correlacional entre las puntuaciones del PTGI y las características sociodemográficas y médicas de la muestra. La versión argentina del PTGI es un instrumento válido y confiable para evaluar el crecimiento postraumático en población oncológica argentina.

© 2016 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Psychometric properties of the Posttraumatic Growth Inventory in Argentinean cancer patients

A B S T R A C T

The aim of this article is to study the psychometric properties of the Argentinian ($N = 156$) Posttraumatic Growth Inventory (PTGI) version for cancer patients. It is currently the main instrument for the assessment of positive personal changes after experiencing a traumatic event. It was applied to 156 female survivors of breast cancer (mean age = 60.7, $SD = 9.0$) who were treated at a hospital in the city of Buenos Aires. Principal Component Analysis was conducted, which revealed five factors with eigenvalues greater than one, explaining 59.84% ($\alpha = .90$) of the total variance. A Cronbach's alpha of .89 was obtained. Structural Equation Modelling was then applied to confirm its factorial structure. In addition, between-group comparisons and correlation analysis between PTGI scores were carried out, together with socio-demographic and medical characteristics of the sample. The Argentinian PTGI version is a valid and reliable instrument for assessing posttraumatic growth in the Argentinian cancer population.

© 2016 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Keywords:

Posttraumatic growth

Psychometric properties

Cancer

Sociodemographic variables

Desde el diagnóstico de la enfermedad de cáncer los pacientes se enfrentan a múltiples factores de estrés. Si bien el afrontamiento del mismo puede generar ira, malestar y psicopatología (Olivares-Crespo, Sanz-Cortes y Roa-Álvaro, 2004; Sirgo, Díaz-Ovejero, Cano-Vindel y Pérez-Monga, 2001), también hay estudios que afirman

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: teresbai@hotmail.com (T. Esparza-Baigorri).

que existen aspectos de esta experiencia que las personas perciben como beneficiosos, siendo denominado este proceso crecimiento postraumático (CPT), y definido como el cambio positivo que un individuo experimenta como resultado del proceso de lucha que emprende a partir de la vivencia de un suceso traumático (Calhoun y Tedeschi, 1999). El individuo no solo sobrevive y resiste, sino que dicha experiencia produce en él un cambio positivo (Tedeschi y Calhoun, 2000).

El proceso de CPT comienza cuando un suceso traumático, de grandes proporciones, quiebra o destruye algunos de los esquemas básicos que la persona tiene sobre su vida o sobre el mundo. Esto representa un desafío para las metas y creencias prioritarias, y para la capacidad de manejar el malestar emocional. El malestar emocional resultante genera un proceso de rumiación, de pensamiento recurrente, y el individuo desarrolla conductas dirigidas a reducir ese malestar. Al principio, la rumiación es más automática que voluntaria y se caracteriza por frecuentes pensamientos respecto al trauma o temas relacionados. Posteriormente, a medida que el malestar disminuye, esta rumiación se transforma en un pensamiento más deliberado, que tiende a reestructurar o reconstruir los esquemas básicos que se quebraron. Surge cuando la persona es capaz de gestionar las consecuencias del trauma lo suficientemente bien como para no estar preocupado constantemente por la mera supervivencia y poder centrar el foco en otras oportunidades. La dotación de un significado al trauma provocaría el CPT (Tedeschi y Calhoun, 2004).

La percepción de cambio positivo tras un evento traumático ha sido vinculada con características sociodemográficas de la persona como la edad, el nivel de estudios y el apoyo social, así como con características del evento, como, por ejemplo, el tipo de tratamiento en el caso del cáncer. La edad, en la mayoría de estudios, no aparece relacionada significativamente con el CPT (Powell, Rosner, Butollo, Tedeschi y Calhoun, 2004; Stanton, 2010; Vázquez y Castilla, 2007). Respecto al nivel de estudios (Vázquez y Castilla, 2007), son más frecuentes los estudios que o bien no han hallado relaciones significativas, o bien han obtenido resultados poco consistentes, ya que dependían de la medida utilizada (Sears, Stanton y Danoff-Burg, 2003). En cuanto al apoyo social percibido, parece que está asociado con un mayor crecimiento (McDonough, Sabiston y Wrosch, 2014; Schroevers, Helgeson, Sanderman y Ranchor, 2010; Scrignaro, Barni y Magrin, 2011), aunque la causa no está clara: podría ser que un mayor apoyo social percibido promueva el CPT, o que el propio crecimiento sea el que promueva una mayor percepción o búsqueda de apoyo social (Linley y Joseph, 2004). Finalmente, la mayoría de estudios concluyen que no hay asociación entre variables propias del tratamiento (i.e., quimioterapia, radiación y tamoxifeno) y el CPT (Cordova, Cunningham, Carlson y Andrykowski, 2001; Sears et al., 2003; Tomich y Helgeson, 2004; Weiss, 2004).

A pesar de la existencia de versiones de la prueba adaptadas a otros países latinos (García, Cova y Melipillán, 2013; Páez et al., 2011) en contextos de evaluación distintos (e.g., seísmos, terremotos, etc.), se considera necesaria la adaptación de la prueba, en este caso, para población oncológica argentina ya que el uso de un test en un contexto cultural y ecológico diferente puede producir sesgos (relacionados con la validez de contenido o de constructo y sus puntajes) que afecten a los resultados y a la interpretación del test (Figuerola, Schufer y Muiños, 2005).

Teniendo en cuenta estos datos, los objetivos de este estudio son: a) contrastar empíricamente la estructura dimensional del Inventario de Crecimiento Postraumático (PTGI) en población oncológica argentina; b) valorar la presencia de CPT en una muestra de mujeres supervivientes de cáncer de mama; c) estudiar en dicha población oncológica la relación entre variables sociodemográficas (i.e., edad, nivel de estudios y apoyo social) y variables médicas (i.e., tratamiento oncológico recibido) con las dimensiones del PTGI.

Método

Participantes

Participaron en el estudio un total de 156 mujeres (edad media = 60,7; $DT=9,0$) pertenecientes al servicio de patología mamaria del Hospital Marie Curie de Buenos Aires. La muestra utilizada fue de tipo no probabilístico o dirigida por conveniencia, de participantes voluntarios (de acuerdo con la tipología utilizada en Hernández-Sampieri, Fernández-Collado y Baptista-Lucio [2010]). Los criterios de inclusión fueron los siguientes: ser mujer adulta (18 años o más), haber tenido diagnóstico de cáncer de mama in situ o estadios I, II y III (menos de 4 ganglios afectados), haber transcurrido al menos un año tras la finalización de los tratamientos (i.e., quirúrgico y médico) y la inexistencia de diagnóstico previo de otro tipo de cáncer. No fue excluyente estar en tratamiento hormonal (i.e., tamoxifeno). Se aplicó el protocolo de recogida de datos sociodemográficos (i.e., edad, estado civil y nivel educativo), datos relativos al apoyo social percibido (i.e., presencia/ausencia y fuente principal de apoyo), datos médicos relativos a la enfermedad (i.e., diagnóstico, edad media al diagnóstico y tipo de tratamiento recibido) y al estado psicológico actual (i.e., tratamiento psicológico o psiquiátrico recibido durante la enfermedad, causa y duración del mismo), y antecedentes psiquiátricos del paciente (i.e., tratamientos psicológicos-psiquiátricos anteriores, causa y duración de los mismos) (ver tabla 1).

Instrumentos

El PTGI (Tedeschi y Calhoun, 1996) comprende 21 ítems que evalúan la percepción de beneficios personales en supervivientes de un acontecimiento traumático. Los ítems son del tipo «Cambié mis prioridades sobre lo que es importante en la vida». El formato de respuesta es de tipo Likert con 6 categorías de respuesta, en un rango de puntuación de 0 (no cambio) a 5 (muy alto grado de cambio) en sentido positivo: a más puntuación, mayor cambio percibido. El cuestionario no posee puntos de corte.

Tabla 1
Aspectos sociodemográficos y médicos (N=156)

Edad media	60,7±9,0	
Edad media al diagnóstico	53,5±10,1	
	N	%
Estado civil		
Soltera	21	13,5
Casada	77	49,4
Separada	23	14,7
Viuda	21	13,5
Pareja de hecho	12	7,7
Pareja no conviviente	2	1,3
Nivel educativo		
Universitario completo	4	2,6
Universitario incompleto	5	3,2
Terciario completo	7	4,5
Terciario incompleto	4	2,6
Secundario completo	44	28,2
Secundario incompleto	25	16,0
Primario completo	56	35,9
Primario incompleto	10	6,4
Tratamientos realizados		
Mastectomía	99	63,9
Quimioterapia	93	59,6
Radioterapia	114	73,1
Reconstrucción	8	5,1
Hormonoterapia	114	73,1
Tratamiento psicológico-psiquiátrico recibido por la enfermedad	34	21,8
Apoyo social percibido	98	96,1

Tabla 2
Correlaciones test-retest de los 21 ítems

Ítem	r ($p < 0,000$)	Ítem	r ($p < 0,000$)	Ítem	r ($p < 0,000$)
PTGI 1	0,90	PTGI 8	0,98	PTGI 15	0,94
PTGI 2	0,97	PTGI 9	0,97	PTGI 16	0,89
PTGI 3	0,97	PTGI 10	0,94	PTGI 17	0,76
PTGI 4	0,85	PTGI 11	0,73	PTGI 18	0,96
PTGI 5	0,98	PTGI 12	0,95	PTGI 19	0,79
PTGI 6	0,99	PTGI 13	0,89	PTGI 20	0,87
PTGI 7	0,97	PTGI 14	0,99	PTGI 21	0,96

Correlación total test-retest 0,95 ($p < 0,000$).

En relación con las propiedades psicométricas, el PTGI posee un coeficiente alfa de Cronbach de 0,92, contiene 21 ítems y está constituido por 5 dimensiones. Factor 1: «relación con los demás» ($\alpha = 0,85$), este factor evalúa el hecho de que la persona se sienta más unida y cercana a los demás ante las dificultades, incrementa el sentido de compasión hacia los que sufren, y muestra la voluntad para dejarse ayudar y utilizar el apoyo social que antes ha ignorado. Factor 2: «nuevas posibilidades» ($\alpha = 0,84$), referido a un cambio en los intereses o actividades; algunas personas incluso emprenden nuevos proyectos vitales (i.e., voluntariado). Factor 3: «fuerza personal» ($\alpha = 0,72$), este factor evalúa en qué medida la persona siente que ha sobrevivido a lo peor, confirmando con ello su fortaleza, se siente segura de sí misma y capacitada para superar dificultades. Factor 4: «cambio espiritual» ($\alpha = 0,85$) agrupa la búsqueda de sentido espiritual de las cosas, búsqueda de significado de la vida y planteamientos existenciales de la persona. Factor 5: «apreciación por la vida» ($\alpha = 0,67$), supone una actitud más relajada ante la vida, cambio en el estilo de vida (i.e., hábitos saludables) o cambio en las prioridades vitales (i.e., valorar pequeñas cosas).

La versión en castellano del PTGI utilizada para este proyecto fue validada (Weiss y Berger, 2006) y consta igualmente de 21 ítems, los cuales se aplicaron en su totalidad para este trabajo. Contiene el mismo formato de respuesta tipo Likert y para población latina inmigrante está constituida por 3 factores, los cuales englobarían 13 de los 21 ítems. Factor I: «filosofía de vida» (23,9% de la varianza; $\alpha = 0,85$). Factor II: «actitud positiva hacia uno mismo y hacia la vida» (23,4% de la varianza; $\alpha = 0,87$). Factor III: «relaciones interpersonales» (19,4% de la varianza; $\alpha = 0,80$). El análisis factorial no replica los 5 factores originales pero los 3 factores identificados fueron consistentes con los fundamentos conceptuales del PTGI y de otras versiones traducidas.

En el presente trabajo se tomó por tanto como punto de partida la traducción realizada por Weiss y Berger (2006), aplicándose los 21 ítems de la misma, ya que la estructura de la prueba o los factores obtenidos para población inmigrante muestran que pueden variar para diferentes tipos de población y/o contextos. Por este motivo se consideró pertinente estudiar su estructura incluyendo la totalidad de los ítems del instrumento original.

Se recurrió a la evaluación de jueces expertos para decidir si era necesario realizar una adaptación lingüística del instrumento. El instrumento no fue modificado, manteniéndose los 21 ítems traducidos por la autora de la versión española, ya que los jueces evaluaron que era adecuado, sintáctica y semánticamente, para ser usado en este grupo etario de población argentina (Weiss y Berger, 2006). Se adaptó la consigna al contexto oncológico presente, preguntando acerca del grado en que este cambio ocurrió en su vida como resultado de enfrentar el proceso de la enfermedad. Se realizó una prueba piloto ($N = 20$), no presentando dificultades lingüísticas y mostrando una adecuada consistencia interna, con un alfa de Cronbach de 0,89. Igualmente la correlación fue óptima entre cada ítem, entre test y retest, así como para el total, resultando todas ellas significativas para una $p < 0,000$ (ver tabla 2).

Análisis estadístico

Comparación de medias

Se comprueba la normalidad de los datos por medio del test de Kolmogorov-Smirnov con la corrección de Lilliefors, para con posterioridad determinar el tipo de test a utilizar en el caso de inferencia (test paramétrico o no paramétrico), resultando no normal la distribución en el caso del PTGI total (CPT total) y en las muestras a comparar independientes. Por ello, se aplicó el test no paramétrico de rangos de Kruskal-Wallis en el caso de más de 2 grupos, y en caso de resultar diferencias significativas, se realizó el análisis 2 a 2 con el test no paramétrico de Mann-Whitney.

Análisis correlacionales

Se utilizó el coeficiente de Rho de Spearman, para ver si existía relación entre las variables del CPT y la edad del diagnóstico.

Análisis factorial

Para comprobar la adecuación del PTGI a la población estudiada, previamente se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio e inicialmente se verificó la adecuación psicométrica de los ítems. Se comprobó la adecuación de la muestra, por medio de la prueba de esfericidad de Bartlett, y el índice de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin, utilizando el método de extracción de componentes principales y rotación varimax. Para la extracción del número de factores, aparte de tener en cuenta los resultados de los estudios previos, se aplicó el criterio de Kaiser (valor superior a la unidad), y para asignar los ítems a los factores se consideraron las cargas factoriales igual o mayores de 0,50.

Una vez realizado el análisis factorial exploratorio, resultaba necesario ratificar el modelo por medio del análisis factorial confirmatorio (AFC) y antes de iniciar el mismo, comprobamos la multinormalidad, la multicolinealidad y la existencia de un modelo suprainformado, que son —junto a otros especificados por muchos autores (Jöreskog, 1993), como el nivel de medida (de intervalo o de razón), el número mínimo de valores por indicador (mínimo de 4 valores), el número mínimo de observaciones (al menos 150 observaciones), el número de indicadores por cada variable latente (preferible disponer de más de 2), etc.— los más importantes, pero se quiso hacer constar que los restantes también se cumplían. Así, para comprobar la multinormalidad, verificamos que las distribuciones de cada variable observada, los valores de asimetría, no superaban en ningún caso 3 y 10 en curtosis (Kline, 2005). Además se aplicó el coeficiente de Mardia para comprobar la normalidad multivariante (Bollen, 1989) y la multicolinealidad (examinando las correlaciones bivariadas, no siendo ninguna mayor de 0,85). Resultó ser un modelo sobreidentificado, con la existencia de un número positivo de grados de libertad ($gl > 0$).

Una vez constatados los elementos previos, se pasó a la verificación del modelo por medio del análisis factorial confirmatorio, que permitió explicar la correlación entre constructos (factores), así como la asociación entre cada constructo (factor) y sus correspondientes variables observadas, mediante el cálculo de sus cargas factoriales. En nuestro caso, planteamos 5 constructos con sus correspondientes variables observadas, como consecuencia del análisis factorial exploratorio y cuya validez se pretende confirmar con la aplicación de este modelo.

Se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud (*maximum likelihood*) para analizar la matriz de correlaciones. La bondad de ajuste del modelo se evaluó mediante diversos indicadores. En concreto, se utilizaron: 1) la χ^2 dividida por los grados de libertad; 2) el índice de ajuste de carácter parsimonioso, como el de los residuales estandarizados *root mean square error of*

Tabla 3
Comparación de la puntuación media y desviación típica obtenidas en estudios similares

	N	Media	DT
Cordova et al. (2001)	70	64,1	24,8
Weiss, 2002	41	60,2	18,8
Sears et al. (2003)	58	58,4	25,8
Esparza-Baigorri, Martínez-Terrer, Leibovich de Figueroa, Campos-Ródenas y Lobo-Satué (2015)	156	61,4	21,9

approximation (RMSEA), para estimar la discrepancia que habría entre la matriz de correlación poblacional y la matriz reproducida por el modelo propuesto, también en la población; 3) el índice de ajuste parcial de carácter absoluto de bondad de ajuste *goodness of fit index* (GFI), para valorar la proporción de covariación entre las variables explicadas por el modelo propuesto; 4) el *comparative fit index* (CFI), índice de análisis del ajuste incremental, y 5) el Tucker-Lewis *index* (TLI), que es un índice relativo y mide la mejora de ajuste que produce el modelo propuesto con respecto al modelo nulo en 0 factores, en relación con la mejora esperada por un modelo que ajustara bien.

Fiabilidad y normalidad de la escala

Para medir la fiabilidad de las variables explicativas utilizamos el alpha de Cronbach, estadístico que supone un modelo de consistencia interna que estima el límite inferior del coeficiente de fiabilidad basándose en el promedio de las correlaciones entre las variables observadas. Se realizó la medición para el conjunto de variables y para cada uno de los factores.

Se utilizaron para el tratamiento del análisis factorial exploratorio y la fiabilidad el SPSS 15.0 y para el análisis factorial confirmatorio, el AMOS 18.0.

Resultados

Se analizó el crecimiento en la muestra evaluado a través del PTGI. Dado que la prueba no presenta puntos de corte ni baremos, se tomó la decisión en función de la revisión bibliográfica realizada (Calhoun y Tedeschi, 2006; Cordova et al., 2001) y el asesoramiento de la autora de la prueba (T. Weiss, comunicación personal, 19 de septiembre del 2014), de interpretar el mismo de 2 maneras: 1) comparando la media y desviación típica obtenidas en el presente estudio con otros similares, observándose que los resultados obtenidos se corresponden con los de otros estudios (ver tabla 3), y 2) dividiendo la puntuación total de cada participante entre el número de ítems de la prueba para valorar el nivel de crecimiento promedio que presenta. Las puntuaciones superiores a 3 fueron consideradas representativas de CPT moderado-alto. Se calculó el porcentaje de participantes que obtuvieron puntuaciones entre 3 y 5, siendo este el porcentaje de CPT que represente a la muestra. El 54,5% de la muestra obtuvo puntajes correspondientes a un CPT de moderado a alto.

Comparaciones de medias

Se evaluó la existencia de diferencias entre las pacientes que se sintieron apoyadas familiar o socialmente y las que no durante el proceso de enfermedad. No aparecen diferencias entre ambos grupos en cuanto a crecimiento general. Tampoco se encontraron diferencias significativas en cuanto a niveles educativos y crecimiento general. Con relación a los diferentes tratamientos médico-quirúrgicos recibidos, los resultados confirman que existen diferencias significativas ($p < 0,039$) entre las mujeres que fueron sometidas a mastectomía parcial ($M = 57,29$) y total ($M = 59,56$),

siendo el CPT a favor de estas últimas. No se observan diferencias significativas en relación con el crecimiento entre las pacientes que recibieron quimioterapia y las que no, ni tampoco entre las que tuvieron reconstrucción mamaria y las que no. Finalmente, el recibir tratamiento hormonal o no, no produjo diferencias significativas en el crecimiento de las participantes. Al comparar el crecimiento entre las pacientes que refirieron haber recibido tratamiento psicológico-psiquiátrico durante la enfermedad y las que no, tampoco se observaron diferencias significativas.

Análisis correlacionales

A través de la aplicación de Rho de Spearman, se obtuvo una relación positiva aunque no significativa entre el crecimiento y la edad en el momento del diagnóstico ($r = 0,128$, $p = 0,112$).

Análisis factorial exploratorio

El valor de la medida de adecuación muestral fue óptimo, con un índice de KMO de 0,89. La prueba de Bartlett es significativa ($\chi^2 = 1.237,6$; $p < 0,000$), por lo que se considera adecuado utilizar el análisis factorial en estos datos. Aplicando el análisis factorial con método de extracción de componentes principales y método de rotación normalización varimax con Kaiser, se extrajeron 5 factores con valores propios mayores que uno que explican el 59,84% de la varianza total. Estos factores explican cada uno el 34,65%, 8,1%, 6,28%, 5,88% y 4,93% de la varianza, tal y como podemos observar en la tabla 4, en la que vienen especificadas las cargas factoriales, así como las saturaciones significativas en cada factor.

Análisis factorial confirmatorio

Tal y como se especificó en la metodología, previamente al análisis de estimación del modelo y antes de iniciar el análisis factorial confirmatorio, comprobamos la multinormalidad, la multicolinealidad y la existencia de un modelo sobreidentificado, confirmando que las distribuciones de cada variable observada, los valores de asimetría, ninguno superaba 3 y 10 en curtosis y además el coeficiente de Mardia es inferior (35,270) a p^1 ($p + 2$) (483), por lo que existe normalidad multivariada (ver tabla 4). Seguidamente comprobamos la multicolinealidad, circunstancia que la cumplía, pues examinadas las correlaciones bivariadas, ninguna es mayor de 0,85. Se trata de un modelo sobreidentificado, pues tiene un número positivo de grados de libertad ($gl > 0$) —en nuestro caso, 179—, es decir, tiene más información en la matriz de datos que el número de parámetros a estimar; es un modelo parsimonioso que se ajusta bien a los datos, demostrando que las asociaciones entre variables observadas y latentes son importantes (ver tabla 5).

El análisis factorial confirmatorio llevado a cabo del modelo propuesto a partir del análisis factorial exploratorio nos permite concluir: con relación a la bondad de ajuste por medio de los indicadores especificados en la metodología, comprobamos que el cociente χ^2/gl obtenido (1,39) se considera muy bueno al ser inferior a 2. El valor obtenido para el RMSEA (0,05) nos especifica un buen ajuste e incluso el intervalo de confianza para el 95% (0,04–0,07) incluye valores inferiores a 0,05 (0,04) y el límite superior (0,07) no supera el 0,08, que sería aceptable. Los valores de CFI (0,94), GFI (0,87) y TLI (0,92) son superiores a 0,85, por tanto, es un ajuste satisfactorio entre las estructuras teóricas y los datos empíricos, e incluso CFI y TLI tienen valores próximos a 0,95, lo que está cerca de ser un ajuste óptimo. Con estos resultados constatamos que el ajuste y las relaciones entre los ítems apoyan el modelo

¹ Desestimadas las cargas factoriales menores de 0,25.

Tabla 4
Análisis factorial exploratorio de los factores del Inventario de Crecimiento Postraumático (PTGI) en pacientes oncológicos

Ítems	Comunalidades	Factor original del PTGI	Factores				
			I	II	III	IV	V
<i>Factor I: (34,65% varianza) $\alpha = 0,85$</i>							
PTGI 1	0,611	AL	0,674				
PTGI 10	0,681	PS	0,669				
PTGI 2	0,518	AL	0,668				
PTGI 12	0,683	PS	0,655				
PTGI 13	0,521	AL	0,636				
PTGI 11	0,641	NP	0,622				
PTGI 4	0,422	PS	0,517				
<i>Factor II: (8,10% varianza) $\alpha = 0,78$</i>							
PTGI 14	0,632	NP		0,770			
PTGI 7	0,654	NP		0,767			
PTGI 17	0,646	NP		0,686			
PTGI 3	0,580	NP		0,615			
<i>Factor III: (6,28% varianza) $\alpha = 0,69$</i>							
PTGI 19	0,582	PS			0,608		
PTGI 20	0,632	RO			0,718		
PTGI 21	0,655	RO			0,747		
<i>Factor IV: (5,88% varianza) $\alpha = 0,69$</i>							
PTGI 6	0,618	RO				0,626	
PTGI 8	0,529	RO				0,696	
PTGI 9	0,559	RO				0,600	
PTGI 15	0,577	RO				0,529	
<i>Factor V: (4,93% varianza) $\alpha = 0,61$</i>							
PTGI 5	0,607	SC					0,641
PTGI 16	0,540	RO					0,504
PTGI 18	0,678	SC					0,779

Porcentaje total de la varianza explicada: 59,84%, $\alpha = 0,90$.

Desestimadas las cargas factoriales menores de 0,25.

En negrita, las saturaciones significativas en cada factor.

AL: apreciación por la vida; NP: nuevas posibilidades; PS: fuerza personal; PTGI: Inventario de Crecimiento Postraumático; RO: relación con otros; SE: crecimiento espiritual.

Tabla 5
Valores de los coeficientes de asimetría y curtosis de los ítems

Variable	Min.	Max.	Skew	CR	Curtosis	CR
PTGI 18	0,000	5,000	-0,944	-4,812	-0,929	-2,368
PTGI 5	0,000	5,000	-1,180	-6,016	-0,001	-0,002
PTGI 16	0,000	5,000	0,204	1,042	-1,586	-4,043
PTGI 8	0,000	5,000	-0,356	-1,817	-1,304	-3,325
PTGI 6	0,000	5,000	-0,751	-3,830	-0,606	-1,545
PTGI 9	0,000	5,000	0,175	0,894	-1,573	-4,010
PTGI 15	0,000	5,000	-0,860	-4,388	-0,883	-2,251
PTGI 21	0,000	5,000	-0,472	-2,406	-0,798	-2,035
PTGI 20	0,000	5,000	-0,552	-2,815	-0,572	-1,457
PTGI 19	0,000	5,000	-1,683	-8,583	1,556	3,967
PTGI 14	0,000	5,000	1,441	7,348	0,528	1,346
PTGI 7	0,000	5,000	0,955	4,869	-0,646	-1,647
PTGI 17	0,000	5,000	0,202	1,032	-1,378	-3,513
PTGI 3	0,000	5,000	0,452	2,307	-1,367	-3,486
PTGI 1	0,000	5,000	-0,543	-2,767	-1,238	-3,157
PTGI 10	0,000	5,000	-1,146	-5,843	0,253	0,645
PTGI 2	0,000	5,000	-1,497	-7,631	1,021	2,603
PTGI 12	0,000	5,000	-0,904	-4,611	-0,541	-1,379
PTGI 13	0,000	5,000	-2,083	-10,623	3,452	8,802
PTGI 11	0,000	5,000	-0,991	-5,054	-0,065	-0,165
PTGI 4	0,000	5,000	-0,296	-1,507	-1,520	-3,876
Multivariante					35,270	7,087

planteado. La representación gráfica del modelo, junto con los valores de interrelación entre las variables (entre cada constructo –factor– y sus variables observadas), así como sus denominaciones se pueden ver en la [figura 1](#).

Discusión

A partir de los resultados obtenidos en la validación del instrumento podemos decir que el instrumento empleado en esta

investigación posee una excelente validez de constructo, está formado por 5 factores y su estructura ha sido comprobada y refrendada a través de un análisis factorial confirmatorio que ha demostrado la validez y calidad del modelo obtenido. El instrumento posee una elevada fiabilidad, demostrándose a través de los análisis de la consistencia interna, donde se obtuvieron puntuaciones altas de fiabilidad y estabilidad de sus puntajes. Por todo lo anterior podemos afirmar que el PTGI en su versión adaptada es un instrumento que cumple los requisitos psicométricos necesarios, siendo una medida válida y fiable.

El 54,5% de las pacientes evaluadas experimentaron CPT. Con relación a las variables sociodemográficas, no se encontraron relaciones significativas entre la variable edad y el CPT. Igualmente tampoco se encontraron relaciones significativas entre el nivel escolar y el CPT. No aparecen relaciones entre el CPT total y el apoyo percibido. Si bien el apoyo social percibido en general parece no estar relacionado con el CPT, aspectos más concretos como el apoyo de la pareja, hablar sobre el tema o tener contacto con personas que hayan experimentado crecimiento, podrían generar un clima facilitador de CPT (Weiss, 2004).

En consistencia con la mayoría de las investigaciones revisadas, se concluye que el CPT por lo general no está asociado significativamente con factores relativos al tratamiento o terapias adyuvantes (Baník y Gajdosova, 2014; Cordova et al., 2001; Manne et al., 2004; Silva, Crespo y Canavarró, 2012; Urcuyo, Boyers, Carver y Antoni, 2005; Weiss, 2004).

No sería esperable una relación lineal entre la severidad del tratamiento y el CPT, sino curvilínea (Kleim y Ehlers, 2009). Si bien es necesaria una disrupción provocada por el tratamiento (i.e., moderada o alta) para el desarrollo de CPT, niveles muy elevados de la misma pueden generar menos CPT (Tedeschi y Calhoun, 2004). Pero además, para la interpretación de dichos resultados es necesario

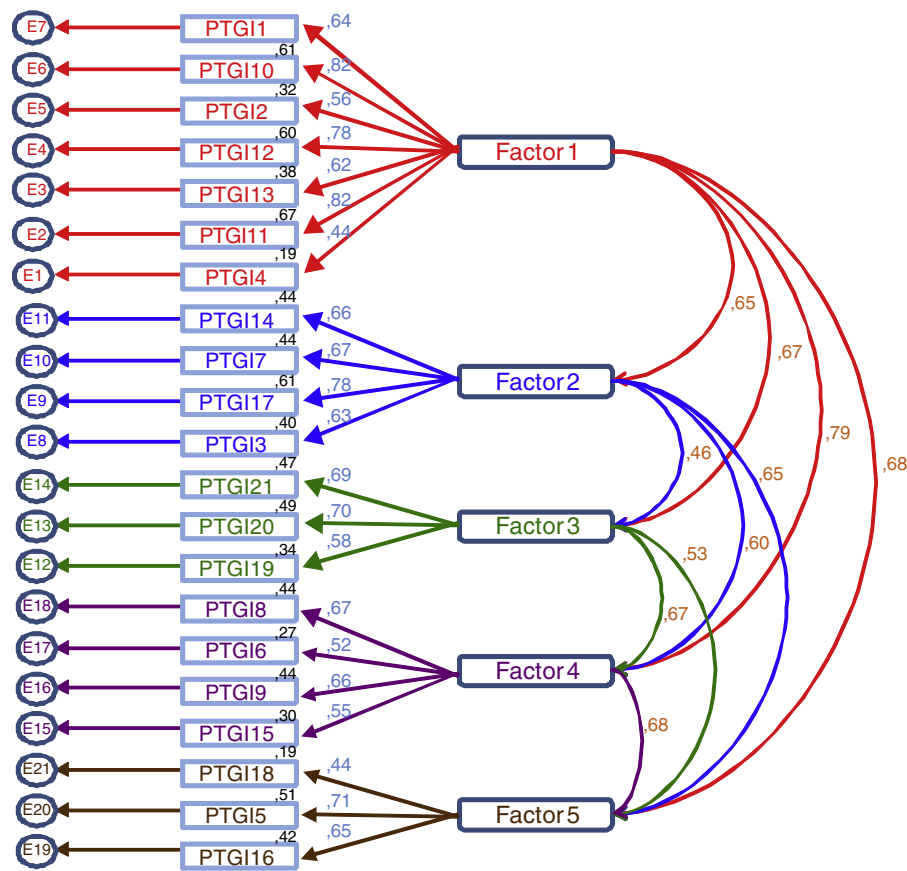


Figura 1. Modelo factorial confirmatorio del Inventario de Crecimiento Postraumático (PTGI) en población oncológica argentina. Factor 1: cambios vitales y fortalezas. Factor 2: nuevas posibilidades. Factor 3: aprendizaje; Factor 4: apertura a los otros; Factor 5: espiritualidad.

tener en cuenta la subjetividad del trauma (Benyakar, 2003). No sería tan importante el hecho en sí (i.e., grado de invasión del tratamiento médico), sino la vivencia o la valoración que la persona tiene del mismo (Andreu et al., 2012).

Si bien en el presente estudio no se encontraron diferencias en el CPT entre las participantes que recibieron intervención psicológica o psiquiátrica y las que no, es necesario indicar que no se realizó un análisis exhaustivo del mismo en cuanto a modalidad de tratamiento recibido, o análisis de objetivos terapéuticos trabajados, ya que no era un objetivo principal en dicha investigación, sino solamente exploratorio. Son escasas las investigaciones acerca de CPT y práctica terapéutica, a pesar de que los estudios en general afirman que el CPT es una estrategia de supervivencia constructiva, adaptativa, y resultado del afrontamiento de la experiencia traumática, lo que lo convierte en una potente herramienta en el proceso terapéutico (Jackson et al., 2007).

Como limitaciones del estudio debe tenerse en cuenta que la muestra estuvo formada exclusivamente por mujeres, por lo que no pudieron hacerse comparaciones en función del sexo. También son pacientes afectadas por un tipo de cáncer concreto bajo unas determinadas condiciones médicas, por lo que es preciso tener cautela a la hora de generalizar los resultados. Por ello, podría resultar de interés la exploración del constructo también en varones, y además replicar el estudio en pacientes oncológicos con otros tipos de cáncer o sin diagnóstico alguno que puedan servir de grupo control.

La inclusión de métodos cualitativos dentro de la investigación facilitaría la búsqueda de otras categorías de CPT que todavía no han sido exploradas (i.e., cambios en el cuidado de la alimentación e incremento de deporte), enriqueciendo el conocimiento de dicho constructo en población médica. No se estarían incluyendo categorías relacionadas, por ejemplo, con beneficios en la salud

encontrada en muestras oncológicas cuando se evalúa cualitativamente el constructo, lo que implica la necesidad de generar nuevos instrumentos que tengan en cuenta la evaluación del CPT concretamente en este tipo de muestras, para una mayor fiabilidad y validez en los resultados.

Más allá de las limitaciones descritas, el presente estudio alcanzó los objetivos iniciales propuestos. Aportó datos y conclusiones relevantes acerca de la relación del CPT con diferentes variables sociodemográficas y permitió la profundización en las propiedades psicométricas del PTGI en población oncológica argentina.

Financiación

La presente investigación fue realizada en Buenos Aires (Argentina) en el marco de una «Beca Maec-Aecid» otorgada por el Ministerio de Asuntos Exteriores y de Cooperación Internacional de España.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

- Andreu, Y., Galdón, M. J., Durá, E., Martínez, P., Pérez, S. y Murgui, S. (2012). A longitudinal study of psychological distress in breast cancer: Prevalence and risk factors. *Psychology & Health, 27*, 72–87.
- Bañík, G. y Gajdosova, B. (2014). Positive changes following cancer: Posttraumatic growth in the context of other factors in patients with cancer. *Support Care Cancer, 22*, 2023–2029.
- Benyakar, M. (2003). *Lo disruptivo* (1.ª ed.). Buenos Aires: Biblos.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables* (1.ª ed.). New York: John Wiley & Sons.

- Calhoun, L. G. y Tedeschi, R. G. (1999). *Facilitating posttraumatic growth: A clinician's guide*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Calhoun, L. G. y Tedeschi, R. G. (2006). The foundations of PTG: An expanded framework. En L. G. Calhoun y R. G. Tedeschi (Eds.), *Handbook of posttraumatic growth: Research and practice* (pp. 3–23). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cordova, M. J., Cunningham, L., Carlson, L. H. y Andrykowski, M. A. (2001). Posttraumatic growth following breast cancer: A controlled comparison study. *Health Psychology, 20*, 176–185.
- Esparza-Baigorri, T., Martínez-Terrer, T., Leibovich de Figueroa, N., Campos-Ródenas, R. y Lobo-Satué, A. (2015). Estudio longitudinal del crecimiento postraumático y la calidad de vida en mujeres supervivientes de cáncer de mama. *Psicooncología, 12*, 303–314.
- García, F., Cova, F. y 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.
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C. y Baptista-Lucio, P. (2010). *Metodología de la investigación* (5.ª ed.). México: Mc Graw Hill.
- Jackson, J. C., Hart, R. P., Gordon, S. M., Hopkins, R. O., Girard, T. D. y Ely, E. W. (2007). Post-traumatic stress disorder and post-traumatic stress symptoms following critical illness in medical intensive care unit patients: Assessing the magnitude of the problem. *Critical Care, 11*, R27.
- Jöreskog, K. G. (1993). Testing structural equation models. En K. A. Bollen y J. S. Lang (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 294–316). Newbury Park, CA: Sage.
- Kleim, B. y Ehlers, A. (2009). Evidence for a curvilinear relationship between post-traumatic growth and posttraumatic depression and PTSD in assault survivors. *Journal of Traumatic Stress, 22*, 45–52.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2.ª ed.). New York: Guilford.
- Leibovich de Figueroa, N., Schufer, M. y Muiños, R. (2005). *Ecoevaluación psicológica* (1.ª ed.). Buenos Aires: Eudeba.
- Linley, P. A. y Joseph, S. (2004). Positive change following trauma and adversity: A review. *Journal of Traumatic Stress, 17*, 11–21.
- Manne, S., Ostroff, J., Winkel, G., Goldstein, L., Fox, K. y Grana, G. (2004). Posttraumatic growth after breast cancer: Patient, partner, and couple perspectives. *Psychosomatic Medicine, 66*, 442–454.
- McDonough, M. H., Sabiston, C. M. y Wrosch, C. (2014). Predicting changes in post-traumatic growth and subjective well-being among breast cancer survivors: The role of social and support and stress. *Psycho-oncology, 23*, 114–120.
- Olivares-Crespo, M., Sanz-Cortés, A. y Roa-Álvaro, A. (2004). Trastorno de estrés postraumático asociado a cáncer: revisión teórica. *Ansiedad y Estrés, 10*, 43–61.
- Páez, D., Vázquez, C., Bosco, S., Gasparre, A., Iraurgi, I. y 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. Beristain, J. González, N. Basabe, y J. de Rivera (Eds.), *Superando la violencia colectiva y construyendo cultura de paz* (pp. 311–339). Madrid: Fundamentos.
- Powell, S., Rosner, R., Butollo, W., Tedeschi, R. G. y Calhoun, L. G. (2003). Posttraumatic growth after war: A study with former refugees and displaced people in Sarajevo. *Journal of Traumatic Stress, 59*, 71–83.
- Schroevers, M. J., Helgeson, V. S., Sanderman, R. y Ranchor, A. V. (2010). Type of social support matters for prediction of posttraumatic growth among cancer survivors. *Psycho-oncology, 19*, 46–53.
- Scrignaro, M., Barni, S. y Magrin, M. E. (2011). The combined contribution of social support and coping strategies in predicting post-traumatic growth: A longitudinal study on cancer patients. *Psycho-oncology, 20*, 823–831.
- Sears, S. R., Stanton, A. L. y Danoff-Burg, S. (2003). The yellow brick and the emerald city: Benefit-finding, positive reappraisal coping and PTG in women with early-stage breast cancer. *Health Psychology, 22*, 487–497.
- Silva, S. M., Crespo, C. y Canavarró, M. C. (2012). Pathways for psychological adjustment in breast cancer: A longitudinal study on coping strategies and posttraumatic growth. *Psychology & Health, 27*, 1323–1341.
- Sirgo, A., Díaz-Ovejero, M. B., Cano-Vindel, A. y Pérez Monga, G. (2001). Ansiedad, ira y depresión en mujeres con cáncer de mama. *Ansiedad y Estrés, 7*, 259–271.
- Stanton, A. L. (2010). Positive consequences of the experience of cancer: Perceptions of growth and meaning. En J. Holland, W. S. Breitbart, P. B. Jacobsen, M. S. Lederberg, M. J. Loscalzo, y R. McCorkle (Eds.), *Psycho-Oncology* (2.ª ed., pp. 547–550). Oxford: Oxford University Press.
- Tedeschi, R. G. y Calhoun, L. G. (1996). The posttraumatic growth inventory: Measuring the positive legacy of trauma. *Journal of Traumatic Stress, 9*, 455–471.
- Tedeschi, R. G. y Calhoun, L. G. (2000). Posttraumatic growth: A new focus in psycho traumatology. *Psy-talk, Newsletter of the British Psychological Society Student Members Group*, April.
- Tedeschi, R. G. y Calhoun, L. G. (2004). Posttraumatic growth: Conceptual foundations and empirical evidence. *Psychological Inquiry, 15*, 1–18.
- Tomich, P. L. y Helgeson, V. S. (2004). Is finding something good in the bad always good? Benefit finding among women with breast cancer. *Health Psychology, 23*, 16–23.
- Urcuyo, K. R., Boyers, A. E., Carver, C. S. y Antoni, M. H. (2005). Finding benefit in breast cancer: Relations with personality, coping and concurrent well-being. *Psychology and Health, 20*, 175–192.
- Vázquez, C. y Castilla, C. (2007). Emociones positivas y crecimiento postraumático en el cáncer de mama. *Psicooncología, 4*, 385–404.
- Weiss, T. (2002). Posttraumatic growth in women with breast cancer and their husbands: an intersubjective validation study. *Journal of Psychosocial Oncology, 20*, 65–80.
- Weiss, T. (2004). Correlates of posttraumatic growth in married breast cancer survivors. *Journal of Social and Clinical Psychology, 23*, 733–746.
- Weiss, T. y Berger, R. (2006). Reliability and validity of a Spanish version of the Posttraumatic Growth Inventory. *Research on Social Work Practice, 20*, 1–9.