

# PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL INVENTARIO DE CRECIMIENTO POSTRAUMÁTICO EN POBLACIÓN MEXICANA

## PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE POST-TRAUMATIC GROWTH INVENTORY IN MEXICAN POPULATION

LUCÍA QUEZADA-BERUMEN<sup>1</sup> Y  
MÓNICA TERESA GONZÁLEZ-RAMÍREZ<sup>1</sup>

Cómo referenciar este artículo/How to reference this article:

Quezada-Berumen, L. y González-Ramírez, M. T. (2020). Propiedades psicométricas del inventario de crecimiento postraumático en población mexicana [Psychometric properties of the post-traumatic growth inventory in Mexican population]. *Acción Psicológica*, 17(1), 13–28. <https://doi.org/10.5944/17.1.25736>

### Resumen

A pesar de que el inventario de crecimiento postraumático (PTGI) es un instrumento ampliamente utilizado para evaluar los cambios positivos después de un trauma, su estructura factorial no ha sido consistente en las validaciones hechas al español. Actualmente, no se cuenta con evidencia del estudio de sus propiedades psicométricas en población mexicana, por lo que el propósito de este estudio fue contrastar la estructura factorial del PTGI y describir el perfil promedio de crecimiento postraumático en una muestra mexicana. Participaron 446 personas con edades de 18 a 77 años víctimas de distintos eventos traumáticos. Los resultados indicaron una solución unifactorial, la cual mostró adecuada bondad de ajuste y confiabilidad excelente

( $\alpha = .94$ ). De acuerdo al perfil de los participantes, se identificó un cambio promedio en el crecimiento, no encontrándose diferencias entre mujeres y hombres. El PTGI-MX se considera un instrumento con buenas propiedades psicométricas para evaluar el crecimiento después de un evento traumático en población mexicana.

**Palabras clave:** Crecimiento postraumático; eventos traumáticos; análisis factorial; México.

### Abstract

Although the post-traumatic growth inventory (PTGI) is a widely used instrument to assess positive changes after trauma, its factor structure has not been consistent in the validations made in Spanish. Currently, there is no evi-

**Correspondence address [Dirección para correspondencia]:** Lucía Quezada Berumen- Universidad Autónoma de Nuevo León, Facultad de Psicología, Mexico.

**Email:** [luciaqb86@msn.com](mailto:luciaqb86@msn.com)

**ORCID:** Lucía Quezada Berumen (<https://orcid.org/0000-0003-4705-3225>).

<sup>1</sup> Universidad Autónoma de Nuevo León, Facultad de Psicología, Mexico.

Recibido: 26 de febrero de 2020.

Aceptado: 21 de mayo de 2020.

dence of the study of its psychometric properties in Mexican population, so the purpose of this study was to contrast the factor structure of the PTGI and describe the average profile of post-traumatic growth in a Mexican sample. The sample consisted in 446 people aged 18 to 77 years, victims of different traumatic events. The results showed a unifactorial solution, which showed adequate goodness of fit and excellent reliability ( $\alpha = .94$ ). A moderate change in growth was identified, being equivalent according to sex. The PTGI-M is considered an instrument with good psychometric properties to evaluate growth after a traumatic event in Mexican population.

**Keywords:** post-traumatic growth; traumatic events; factor analysis; Mexico.

## Introducción

La idea de que las situaciones traumáticas pueden tener consecuencias tanto negativas como positivas, data de principios de la década de 1960 (Frankl, 1961). Así, un sobreviviente a un evento en el que se ha puesto en peligro su vida, la de personas cercanas o que ha presenciado este riesgo en otras personas, puede llegar a sufrir síntomas de estrés postraumático (Asociación Americana de Psiquiatría, 2013). No obstante, muchas de las personas víctimas de este tipo de situaciones pueden percibir cambios positivos luego de estos eventos (Tedeschi y Calhoun, 1996), lo que les permite lograr un mayor bienestar y ajuste psicológico, y en consecuencia controlar a largo plazo la aparición de trastornos mentales (García et al., 2013). A este fenómeno se le ha denominado crecimiento postraumático.

Tedeschi y Calhoun (1996) acuñaron el término crecimiento postraumático para representar una transformación psicológica positiva después de una experiencia de vida desafiante. Estos autores clasificaron tres dimensiones del crecimiento postraumático: (a) la autopercepción, que incluye una mayor seguridad en las personas, confianza en sí mismas y competencia para enfrentar situaciones difíciles; (b) el cambio en las relaciones con los demás, donde después de un evento traumático las personas informan que sus experiencias resultaron en el reavivamiento de las

relaciones perdidas y la aceptación del apoyo social; y (c) cambios en la filosofía de vida, que incluye una perspectiva mejorada de la vida, una reevaluación de las prioridades, un mayor aprecio por su existencia, y sus creencias espirituales y religiosas se hacen más fuertes.

Se han desarrollado varios instrumentos para la evaluación de la experiencia subjetiva de cambios psicológicos positivos después de eventos traumáticos. Entre estas escalas se encuentran el Cuestionario de Cambios en la Perspectiva (CiOO) de Joseph et al. (1993), la Escala de Crecimiento Relacionado con el Estrés (SRGS) de Park et al. (1996), el Inventario de Crecimiento Postraumático (PTGI) de Tedeschi y Calhoun (1996), la Escala de Beneficios Percibidos (PBS) de McMillen y Fisher (1998) y la Escala de Beneficios (TS) de Abraido-Lanza et al. (1998). Sin embargo, el PTGI ha sido el instrumento más citado dentro del estudio de los efectos positivos después de una experiencia potencialmente traumática.

El PTGI es una medida de autoinforme que cuantifica el crecimiento a través de 21 ítems que evalúan cambios positivos, donde se les solicita a las personas indiquen en una escala tipo Likert de 6 puntos (0 – 5) el grado en que dichos cambios ocurrieron en sus vidas después de la situación traumática. Los 21 ítems del PTGI se agrupan en cinco dominios: (a) Relación con los demás; (b) Nuevas Posibilidades; (c) Fuerza Personal; (d) Cambio Espiritual; y (e) Apreciación de la Vida. Esta solución factorial ha sido replicada por numerosos estudios alrededor del mundo (e.g., Medeiros et al., 2017; Esparza-Baigorri et al., 2016; Heidarzadeh et al., 2015; Jaarsma et al., 2006; Konkoly et al., 2014; Prati y Pietrantonio, 2014; Silva et al., 2018; Teixeira y Pereira, 2013).

No obstante, numerosos estudios de validación del PTGI han mostrado distintas soluciones factoriales a la original. Se ha reportado la estructura de cuatro factores (Ho et al., 2004; Khechuashvili, 2016; Silva et al., 2009; Taku et al., 2007); de tres factores (Anderson y Lopez-Baez, 2008; Arias et al., 2017; García et al., 2013; Powell et al., 2002; Rodríguez-Rey et al., 2016; Weiss y Berger, 2006); solución unifactorial (Costa-Requena y Gil, 2007; Joseph et al., 2004; Sheikh y Marotta, 2005) y de matriz indefinida (Osei-Bonsu et al., 2011). Las anteriores estruc-

turas encontradas, son evidencia de las especificidades culturales del instrumento.

A pesar de que el PTGI se encuentra en español y existen versiones adaptadas en algunos países de Latinoamérica de habla hispana (Arias et al., 2017; Esparza-Baigorri et al., 2016; García et al., 2013), se considera pertinente la adaptación del PTGI en el contexto mexicano, ya que un contexto cultural diferente, puede producir sesgos que pudiesen afectar los resultados y con ello la interpretación del instrumento (Leibovich de Figueroa et al., 2005).

De acuerdo al informe del Instituto de Economía y Paz (2018), México es considerado como uno de los países más peligrosos del mundo y con un bajo índice de paz global. Los resultados de este informe, posicionan a México, Honduras y El Salvador como los tres países más violentos de América Central y Caribe. Cabe mencionar que, durante la última década, México ha enfrentado una serie de dificultades que han afectado en gran medida el bienestar de su población. Entre sus desafíos se han incluido desastres naturales, desigualdad social, así como problemas relacionados a la seguridad en su población. De igual forma, la militarización del país para combatir los cárteles del narcotráfico de los últimos años, dio como resultado mayores niveles de violencia e inseguridad. Esta estrategia no sólo afectó a los criminales, sino que también impactó a la población general, donde se incluyen casos de personas inocentes que han sufrido la violencia generada por esta guerra contra el narcotráfico (Carpenter, 2012).

Hasta donde sabemos, las propiedades métricas del PTGI no han sido estudiadas en México y como se mencionó anteriormente, la estructura factorial de la escala no ha sido consistente en las validaciones hechas en español, mostrando en su mayoría, soluciones factoriales distintas a la versión original en inglés. Por lo anterior, explorar las propiedades psicométricas del PTGI en mexicanos víctimas de distintos eventos traumáticos, brindaría un mayor conocimiento sobre los aspectos positivos que experimenta esta población después de un trauma y, por ende, un mejor abordaje de sus necesidades.

Por lo antes mencionado, el propósito de este estudio fue estudiar las propiedades psicométricas del PTGI para México. Para lograr lo anterior se plantearon los siguientes

objetivos: (a) contrastar el modelo original de cinco factores y en caso de mal ajuste, explorar un nuevo modelo; (b) estimar la consistencia interna del instrumento; y (c) describir el perfil promedio del crecimiento postraumático de los participantes.

## Método

### *Participantes*

El muestreo fue no probabilístico, completándose una muestra intencional de 265 mujeres y 181 hombres de México. La muestra se obtuvo a través del procedimiento de bola de nieve. Los criterios de inclusión fueron: identificarse como mexicano y residir en el país, saber leer y escribir en español, poder acceder al cuestionario a través de internet, ser mayor de edad, dar el consentimiento tras leer la información sobre el estudio para su inclusión en el mismo y reconocer haber vivido alguna situación de carácter traumático (que hubiera puesto en peligro su integridad física, emocional o psicológica). El incumplimiento de algún criterio de inclusión constituía criterio de exclusión. El único criterio de eliminación fue dejar alguna pregunta sin contestar.

El promedio de edad para la muestra total ( $n = 446$ ) fue de 35.84 años ( $DE = 13.39$ ; rango de 18-77 años) con un promedio de tiempo transcurrido desde el evento de 2.84 años ( $DE = 2.68$ ; rango = 7 días-13 años). Para las mujeres la media de edad fue de 34.87 ( $DE = 13.25$ ; rango = 18-77 años), y un tiempo promedio transcurrido desde el evento de 2.60 años ( $DE = 2.57$ ; rango = 7 días-12 años). Los hombres reportaron una media de edad de 37.26 ( $DE = 13.51$ ; rango = 18-77 años) y un tiempo transcurrido desde el evento de 3.20 años ( $DE = 2.81$ ; rango = 7 días-13 años). Los tipos de eventos traumáticos reportados por los participantes se muestran en la Tabla 1.

**Tabla 1.***Frecuencia de acuerdo al tipo de evento traumático de acuerdo a la LEC-5.*

	n
1. Desastres naturales (inundación, huracán, tornado, terremoto).	42
2. Fuego o explosión.	8
3. Accidente de transporte (por ejemplo, accidente de coche, accidente de barco, accidente de tren, accidente de avión).	61
4. Accidente grave en el trabajo, en casa o durante alguna actividad recreativa.	15
5. Ataque físico (por ejemplo, ser atacado, golpeado, abofeteado, pateado o recibido una golpiza).	24
6. Ataque con un arma (por ejemplo, haber recibido un disparo, apuñalado, amenazado con un cuchillo, una pistola, una bomba).	28
7. Ataque sexual (violación, intento de violación, realizar cualquier tipo de acto sexual a través de la fuerza).	23
8. Otra experiencia sexual no deseada o incómoda.	17
9. Combate o exposición a una zona de guerra (en el ejército o como civil).	3
10. Cautiverio (por ejemplo, ser secuestrado, raptado, mantenido como rehén, prisionero de guerra).	14
11. Enfermedad o lesión potencialmente mortal.	67
12. Sufrimiento humano severo (tortura física o psicológica).	17
13. Muerte violenta repentina (homicidio o suicidio).	23
14. Muerte accidental repentina.	73
15. Haberle causado lesiones graves, daños o muerte a otra persona.	3
16. Cualquier otro evento o experiencia muy estresante.*	28

*Nota:* La situación "Exposición a sustancias tóxicas (por ejemplo, productos químicos peligrosos, radiación)", no fue reportada. \* Entre los eventos clasificados como "otros" se encuentran por orden de frecuencia: Infidelidad de la pareja, Robo en domicilio, Divorcio, Extorsiones e intimidaciones, Aborto, Embarazo no planeado, Diagnóstico de enfermedad mental de familiar, Cambio de casa y estilo de vida, Divorcio de los padres, Nacimiento de un hijo con discapacidad, Presenciar un secuestro, Perder el trabajo y Ser cuidador de familiar con enfermedad terminal.

## *Instrumento*

Inventario de Crecimiento Postraumático (Tedeschi y Calhoun, 1996). Consta de 21 ítems que se responden en una escala Likert de 6 puntos (0 = no experimenté este cambio como resultado de mi crisis, 1 = un grado muy pequeño, 2 = un pequeño grado, 3 = un grado moderado, 4 = un gran grado y 5 = experimenté este cambio en un grado muy grande como resultado de mi crisis), donde a mayor puntuación, mayor cambio percibido. El cuestionario está constituido por cinco factores: Relación con los demás ( $\alpha = .85$ , ítems 6, 8, 9, 15, 16, 20 y 21), Nuevas Posibilidades ( $\alpha = .84$ , ítems 3, 7, 11, 14 y 17), Fuerza Personal ( $\alpha = .72$ , ítems 4, 10, 12, 19), Cambio Espiritual ( $\alpha = .85$ , ítems 5 y 18) y Apreciación de la Vida ( $\alpha = .67$ , ítems 1, 2 y 13). La consistencia interna para el total del cuestionario es de .90. Los valores del coeficiente alfa con los datos de la presente investigación se reportan en el apartado de resultados.

La traducción de la escala se llevó a través de un procedimiento de traducción inversa. Los 21 ítems originales se utilizaron en la misma secuencia y con las mismas categorías de respuesta. La versión en inglés del PTGI fue traducida al español por un traductor bilingüe y luego otro traductor bilingüe (un hablante nativo del inglés) tradujo nuevamente el PTGI al inglés. Las dos versiones en inglés se compararon, no detectándose discrepancias.

Para agrupar los eventos traumáticos reportados por los participantes, se empleó la Lista de Verificación de Eventos de la Vida para el DSM-5 (LEC-5) de Weathers et al. (1995). Es una medida de autoinforme diseñada para detectar eventos potencialmente traumáticos en la vida del participante. La LEC-5 evalúa la exposición a 16 eventos que se sabe que pueden resultar en trastorno de estrés postraumático o angustia. Incluye un elemento adicional donde la persona puede incluir cualquier otro evento no considerado en los primeros 16 eventos. La persona puede marcar las siguientes opciones para cada una de los even-

tos en la lista: Me sucedió, Fui testigo, Aprendí de eso, Parte de mi trabajo, No estoy seguro y No aplica. El presente estudio sólo utilizó la LEC-5 para clasificar los eventos reportados por los participantes, por lo que únicamente se consideraron los 16 eventos traumáticos, así como la opción de incluir cualquier otro evento no enlistado. El procedimiento de traducción para la LEC-5 fue el mismo que para el PTGI.

### ***Procedimiento***

La encuesta se respondió en español a través de SurveyMonkey.com, difundiendo el enlace a través de redes sociales, siguiéndose un método de muestreo guiado por el participante o bola de nieve. Un requisito indispensable fue que la persona reconociera el carácter traumático de la situación experimentada, por lo que, en caso de presentar múltiples situaciones, se pidió que respondiera al cuestionario sólo sobre aquella que considerara de mayor impacto.

Las semillas iniciales fueron dos sobrevivientes del sismo en la ciudad de México el 19 de septiembre de 2017, a quienes conocían directamente los investigadores. El cuestionario estuvo en línea del 28 de octubre de 2017 al 27 de junio de 2018. Todos los datos se trataron siguiendo los principios éticos de la Asociación Americana de Psicología (2017). Accedieron a participar un total de 521 personas quienes cumplieron con los criterios de inclusión establecidos. No obstante, al analizar la información, 75 casos respondieron de forma incompleta el cuestionario, por lo que fueron eliminados del estudio. Se conservaron 446 casos, los cuales conforman la muestra.

### ***Análisis de datos***

La consistencia interna global y de los factores se calculó con el coeficiente alfa de Cronbach ( $\alpha$ ). Aunque el coeficiente  $\alpha$  varía en función del número de ítems de la escala (el valor de  $\alpha$  es mayor cuando el número de ítems es elevado), para fines orientativos puede interpretarse que valores de  $\alpha < .50$  evidencian una consistencia interna inaceptable, de .50 a .59 pobre, de .60 a .69 cuestionable, de .70 a .79 aceptable, de .80 a .89 buena y  $\geq .90$  excelente (Cronbach y Shavelson, 2004). Para contrastar la estruc-

tura del PTGI se llevó a cabo el análisis factorial confirmatorio (AFC) y modelamiento de ecuaciones estructurales (MEE). La función de discrepancia se optimizó por Máxima Verosimilitud. Se consideraron siete índices de ajuste. Siguiendo a Hooper et al. (2008) se interpretó como buen ajuste:  $p$  para chi-cuadrado ( $\chi^2 > .05$ ; chi-cuadrada relativa ( $\chi^2/\text{gl}$ )  $< 3$ ; índice de bondad de ajuste (GFI), índice de bondad de ajuste corregido (AGFI), índice de ajuste no normado (NFI) e índice de ajuste comparativo (CFI)  $\geq .95$ ; y error cuadrático medio de aproximación (RMSEA)  $< .07$ . Para explorar el nuevo modelo factorial del PTGI por problemas con el modelo original, se usó el análisis factorial exploratorio (AFE), extrayéndose los factores por el método de componentes principales con el método de rotación varimax. Finalmente, el estadístico de Kolmogorov-Smirnov reveló que la variable de estudio no se distribuyó con normalidad ( $p < .01$ ), por lo que se utilizó la U de Mann-Whitney para la comparación de los grupos. Los cálculos estadísticos se realizaron con SPSS 24 y AMOS 16. Se usó un nivel de significación o probabilidad exacta en los contrastes de .05 e intervalos de confianza para las estimaciones del 95 %.

## **Resultados**

### ***Análisis de Confiabilidad y estadísticos descriptivos***

En primera instancia se estimó la consistencia interna por el Alpha de Cronbach para los cinco factores del PTGI. Para el factor de Relación con otros, el coeficiente fue excelente ( $\alpha = .90$ ), y bueno para los factores de Nuevas posibilidades ( $\alpha = .87$ ), Fortaleza personal ( $\alpha = .82$ ), cambio espiritual ( $\alpha = .86$ ) y un coeficiente aceptable para el factor Apreciación de la vida ( $\alpha = .75$ ). El total de la escala obtuvo un coeficiente fue excelente ( $\alpha = .95$ ).

El puntaje promedio para el total de la muestra ( $n = 446$ ) fue de 68.22 (DE = 23.17; rango = 3-105). Para las mujeres ( $n = 265$ ) se encontró un puntaje medio de 69.30 (DE = 22.76; rango = 8-105) y de 66.68 (DE = 23.72; rango = 3-105) para los hombres ( $n = 181$ ).

**Tabla 2.**  
*Índices de bondad de ajuste para los modelos*

Modelo	Índices de ajuste absoluto				Índices de ajuste de incremento		
	X <sup>2</sup> /df	P	GFI	AGFI	RMSEA	NFI	CFI
Modelo original de 5 factores (n = 446)	3.98	.00	.85	.82	.08	.88	.90
Modelo Unifactorial 21 ítems (n = 216)	3.91	.00	.72	.67	.12	.76	.81
Modelo unifactorial 14 ítems (n = 216)	1.10	.28	.96	.93	.02	.97	1.00
Mujeres (n = 131)	.92	.65	.95	.91	.00	.96	1.00
Hombres (n = 85)	.95	.58	.94	.86	.00	.94	1.00

### *Contraste del modelo original de cinco factores*

Para estimar el modelo se especificaron los cinco factores originales propuestos Tedeschi y Calhoun (1996). La solución convergió en 11 iteraciones sin embargo los índices de bondad de ajuste no fueron aceptables (Tabla 2), por lo que se optó por explorar una estructura factorial alterna.

### *Análisis Factorial Exploratorio*

La muestra fue dividida aleatoriamente (n = 230, 58.3 % mujeres y 41.7 % hombres) para llevar a cabo el análisis. La medida de adecuación de la muestra Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = .93), así como la prueba de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2 [210] = 3162.811, p < .01$ ), mostraron que la matriz de correlación resultó aceptable para la extracción de factores (Lloret et al., 2014).

El número de factores sugeridos por el criterio de Kaiser (autovalores > 1) fue de tres (10.40, 1.52, y 1.08), los cuales sumaron un 61.88 % de la varianza. Dado el porcentaje de varianza explicada por el primer factor (49.53 %) y por la inspección del gráfico de sedimentación, se indicó la necesidad de probar una estructura unifactorial. Se forzó la solución con 21 ítems a un factor. Todos los reactivos tuvieron cargas superiores a .40; sin embargo, al contrastar este modelo mediante AFC, los índices de bondad de ajuste resultaron inadecuados (Tabla 2).

Por lo anterior, y siguiendo el principio de parsimonia del análisis factorial, donde se busca captar una cantidad razonable de información con el número necesario de factores, se exploró una nueva estructura unifactorial considerando sólo los ítems del primer factor de la estimación inicial de tres factores (ítems 21, 20, 15, 16, 19, 8, 17, 13, 12, 9, 6, 11, 10 y 14). Al forzar la solución a un factor, éste explicó el 55.42 % de la varianza con una consistencia interna excelente, considerándose como la solución factorial más apropiada (Tabla 3).

Bajo esta nueva solución unifactorial el factor de Relación conservó todos sus ítems (ítems 6, 8, 9, 15, 16, 20 y 21); el factor Nuevas posibilidades conservó tres de cinco ítems (ítems 11, 14 y 17); Fortaleza personal tres de cuatro (ítems 10, 12 y 19) y Apreciación de la vida retuvo uno de tres (ítem 13). El factor de Cambio espiritual no quedó representado por ningún ítem.

### *Análisis Factorial Confirmatorio*

Utilizando la otra mitad de la muestra (n = 216, 60.6 % mujeres y 39.4.7 % hombres), se buscó confirmar la estructura unifactorial propuesta en el AFE con 14 ítems. El modelo de un factor con 14 indicadores presentó todos sus parámetros significativos ( $p < .05$ ); sin embargo, los índices de bondad de ajuste mostraron que el modelo podía ser mejorado ( $\chi^2/gf = 2.028, p < .01, GFI = .92, AGFI = .88, RMSEA = .07, NFI = .93, CFI = .96$ ), por lo que se agregaron covarianzas entre los errores. Una vez se añadieron

**Tabla 3.**  
Cargas factoriales, varianza explicada y consistencia interna

	Solución			Unifactorial	Unifactorial
	1	2	3	21 ítems	14 ítems
C21. Acepto mejor el hecho de necesitar a los demás.	.81			.71	.77
C20. Aprendí mucho sobre lo maravillosa que es la gente.	.72		.43	.71	.74
C15. Tengo más compasión por otros	.69			.65	.63
C16. Pongo más esfuerzo en mis relaciones	.66	.43		.74	.77
C19. Descubrí que soy más fuerte de lo que pensaba.	.61			.69	.69
C8. Tengo un mayor sentido de cercanía con los demás.	.61			.77	.78
C17. Es más probable que trate de cambiar las cosas que necesitan cambiar.	.58	.53		.68	.67
C13. Valoro más cada día.	.58	.47		.78	.78
C12. Soy más capaz de aceptar la forma en que las cosas funcionan.	.58	.53		.77	.78
C9. Estoy más dispuesto a expresar mis emociones.	.56	.45		.76	.76
C6. Veo más claramente que puedo contar con el apoyo de la gente tiempos difíciles.	.54		.45	.66	.59
C3. He desarrollado nuevos intereses.		.77		.67	
C7. He establecido un nuevo rumbo en mi vida.		.75		.66	
C4. Tengo más confianza en mí mismo.		.72		.63	
C11. Soy capaz de hacer mejores cosas con mi vida.	.40	.68		.76	.74
C10. Siento que puedo manejar mejor las dificultades.	.47	.59		.73	.73
C1. Cambié mis prioridades sobre lo que es importante en la vida.		.59		.58	
C14. Hay nuevas oportunidades disponibles que en el pasado no lo estuvieron.	.46	.56		.73	.72
C2. Aprecio más el valor de mi propia vida.		.53		.69	
C18. Tengo una fe religiosa más fuerte.			.77	.59	
C5. Tengo una mejor comprensión de los asuntos espirituales.			.75	.66	
Varianza Explicada	49.53%	7.23%	5.12%	49.53%	55.42%
Consistencia interna				.95	.94

las covarianzas, el modelo propuesto mostró buen ajuste (ver Tabla 2).

De igual forma, se buscó confirmar la estructura unifactorial propuesta de acuerdo al sexo. Para el modelo de mujeres (n = 131) como de hombres (n = 85), todos los parámetros resultaron significativos ( $p < .05$ ) y sus modelos mostraron un ajuste adecuado en sus indicadores (ver Tabla 2).

### *Perfil promedio y diferencia de grupos*

Con la configuración unifactorial y con base al rango de puntos posibles (0-70), se encontró una media de 46.36 (DE = 16.03) para la muestra total (n = 446), mientras que para las mujeres (n = 265) fue de 47.08 (DE = 15.07) y de 45.30 (DE = 16.53) para los hombres (n = 181). El

resultado del análisis de comparación de grupos mostró que no había diferencias en los niveles de crecimiento postraumático entre mujeres y hombres ( $Z = -1.098$ ;  $p = .272$ ). De acuerdo a lo anterior y a la opción de respuesta numérica del PTGI, ambas muestras experimentaron cambios en un “grado moderado” como resultado de su evento traumático.

## Discusión

La consistencia interna de la escala original resultó excelente y de aceptable a buena para los cinco factores. No obstante, al contrastar el modelo original de Tedeschi y Calhoun (1996), los índices de ajuste inaceptables, alertaron de que la solución factorial no fuese adecuada para la muestra del estudio y se exploró una nueva.

La estructura unifactorial encontrada difiere a la de la mayoría de los estudios. Esta estructura apoya los hallazgos de Joseph et al. (2004) en Inglaterra con 176 adultos de población general, Sheikh y Marotta (2005) en Estados Unidos e Inglaterra con 124 personas con antecedentes de padecimientos cardiovasculares (ambas versiones con 21 ítems) y Costa-Requena y Gil (2007) en España con 130 pacientes con cáncer (versión con 12 ítems).

Cabe mencionar que, la varianza obtenida en la exploración considerando los 21 ítems del PTGI fue de 61.88 % y de 55.42 % al forzar la solución a un factor con 14 ítems. Esta varianza es similar a la reportada por Khechuashvili (2016; 55 % en Georgia), a la de Powell et al. (2002; 57.93 % en Bosnia), Sheikh y Marotta (2005; 56.2 % en Estados Unidos e Inglaterra) y cercana a la de Ho et al. (2004; 59.93 % en China) y Taku et al. (2007; 60.8 % para Japón).

Al realizar el AFC general y multigrupo de acuerdo al sexo de los participantes, la estructura unifactorial con 14 ítems se mantuvo en las tres estimaciones con índices de bondad de ajuste buenos para la muestra total y adecuados para los modelos por sexo. Lo anterior sugiere y apoya la noción de que el crecimiento postraumático también puede ser evaluado como un constructo unitario y no necesariamente dividido en dominios. Cabe mencionar que las estructuras reportadas del PTGI en los distintos países

han sido controversiales, posiblemente por el peso de las diferencias socioculturales que tiene cada elemento de la escala, los cuales pueden tener una valoración distinta de acuerdo a cada cultura.

Los factores de Relación con los demás, Nuevas Posibilidades, Fuerza Personal, Apreciación de la Vida, se vieron representados por al menos un ítem, no siendo así para el factor de Cambio espiritual, donde ninguno de sus ítems se conservó (ítems 5 y 18). En este sentido, Joseph (2011) ha propuesto que los ítems sobre religión y espiritualidad resultan confusos en las medidas de crecimiento postraumático. Shaw et al. (2005), argumentan que, para algunas víctimas de trauma, experimentar un aumento en su religiosidad y espiritualidad es común, mientras que para otras estas experiencias disminuyen.

La espiritualidad está influenciada por el propio sistema de creencias. Así, al cuestionar si el aumento de la espiritualidad debería considerarse parte del concepto de crecimiento postraumático, es probable que los religiosos vean estos aspectos como crecimiento; por su parte los no religiosos verán tales cambios como ilusorios o engañosos. Esta ambivalencia es mucho menor al considerar otros aspectos del crecimiento postraumático (el aumento de la calidad de las relaciones, el autoconocimiento y la apreciación de la vida), en los que generalmente hay un consenso como indicativos de un funcionamiento positivo. Por lo anterior, Joseph (2011) sugiere que la religiosidad y la espiritualidad no deberían ser parte de la definición de crecimiento postraumático.

El estudio de los factores religiosos es de importancia en el estudio de los cambios después de un evento traumático, por lo que la religión como estrategia de afrontamiento, promete ser una línea fructífera de investigación (Moussa y Bates, 2011; Prati y Pietrantonio, 2009).

El nivel de cambio promedio del PTGI para México indicó un cambio moderado. Varios estudios reportan que las mujeres poseen mayor crecimiento que los hombres (Arias et al., 2017; García et al., 2013; Joseph et al. 2004), sin embargo, al compararse los puntajes entre hombres y mujeres, no se presentó diferencia (Ho et al., 2004; Polatinsky y Esprey, 2000).

Si bien los resultados de este trabajo indican que la versión mexicana obtuvo buenas propiedades psicométricas, vale la pena señalar varias limitaciones. Aunque el tamaño de la muestra es grande, la selección de participantes no fue aleatoria. Otra de las limitaciones fue que, aunque se contó con la participación de personas de todos los estados de la república mexicana, la mayoría de los participantes informaron pertenecer a los estados del norte, centro y occidente de México, teniendo en menor proporción a los estados del sur. Sería ideal buscar la colaboración de organizaciones en los distintos estados que se dediquen al apoyo de víctimas de diferentes eventos traumáticos, y así lograr un muestreo que sea más representativo de los estados del sur.

Es importante señalar el amplio rango de tiempo transcurrido desde el evento traumático en este estudio. Varios estudios han reportado ausencia de asociación entre el crecimiento postraumático y el tiempo transcurrido desde el evento (Arias et al., 2017; García et al., 2013; Joseph et al. 2004), no obstante, Gangstad et al., (2009) proponen que cuanto más tiempo transcurre, más cambios positivos se presentan. Por lo anterior, se recomienda analizar esta variable en lapsos de tiempo y establecer comparaciones entre los puntajes del crecimiento con la finalidad de tener un mejor entendimiento del comportamiento de esta variable.

De igual forma, el rango etario de nuestra muestra fue muy amplio. Algunos autores han informado que la edad no se asocia al crecimiento postraumático (Costa-Requena y Gil, 2007; Esparza-Baigorri et al., 2016; Vázquez y Castilla, 2007), mientras que otros, sugieren que la edad correlaciona de forma negativa (Bellizzi y Blank, 2006; Jaarsma et al., 2006; Tedeschi y Calhoun, 1996), proponiendo que las personas jóvenes perciben mayor cambio positivo tras una experiencia traumática. Los estudios que han reportado una correlación negativa entre la edad y el crecimiento, se han realizado principalmente en personas que han experimentado un suceso traumático específico (e.g., cáncer, terremoto). En este sentido, cabe destacar, que los cambios después del trauma se ven influenciados por la intensidad del evento traumático (Tedeschi y Calhoun, 1996), por lo que es necesaria mayor investigación sobre el tipo, la naturaleza e intensidad de los eventos tra-

máticos reportados entre las poblaciones más jóvenes y las mayores.

De acuerdo a los tipos de trauma, se han encontrado diferencias en el ajuste posterior al trauma. Por ejemplo, a diferencia de las víctimas de ataque sexual, aquellas personas que han perdido a un ser querido, reportan mayor crecimiento postraumático en los dominios de relación con los demás y apreciación de la vida. De igual manera, las personas que se encuentran en duelo por la pérdida de un ser querido, reportan niveles más altos de crecimiento en el ámbito de nuevas posibilidades a diferencia de sobrevivientes de accidentes vehiculares (Shakespeare-Finch y Armstrong, 2010). Sin embargo, las diferencias entre los distintos tipos de trauma pueden deberse a la influencia de otros factores como la severidad del evento o la causa, en lugar del evento en sí, pues la severidad y el estrés percibido de los eventos podrían asociarse más al crecimiento que las características objetivas de los sucesos (Helgeson et al., 2006).

Este estudio consideró una muestra que ha experimentado una amplia gama de sucesos traumáticos. Para futuros trabajos se sugiere delimitar dichos sucesos, así como la naturaleza de los mismos (provocado o no por el hombre), y poder establecer diferencias y semejanzas con el propósito de elaborar intervenciones más pertinentes y mejorar el bienestar de las personas que los han experimentado.

A pesar de las limitaciones, los resultados de este estudio proporcionan evidencia de que la versión mexicana del PTGI posee una excelente confiabilidad y una estructura factorial breve que permite evaluar el crecimiento postraumático en la población mexicana de forma más ágil. Este estudio constituye el primer acercamiento al estudio de las propiedades psicométricas del PTGI y del crecimiento postraumático en México, por lo que se invita a seguir esta línea de investigación para contrastar y enriquecer los resultados obtenidos.

## Referencias

- Abraido-Lanza, A. F., Guier, C. y Colon, R. M. (1998). Psychological Thriving among Latinas with Chronic Illness. *Journal of Social Issues*, 54, 405–424. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.741998074>
- American Psychological Association (2017). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct. With the 2016 amendment to standard 3.04*. Autor.
- Anderson, W. P., Jr. y López-Baez, S. I. (2008). Measuring Growth with the Posttraumatic Growth Inventory. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 40(4), 215–227. <https://doi.org/10.1080/07481756.2008.11909816>
- Arias, P. R., García, F. E. y Valdivieso, I. P. (2017). Propiedades psicométricas del Inventario de Crecimiento Postraumático en población ecuatoriana [Psychometric properties of the Post-Traumatic Growth Inventory in the Ecuadorian Population]. *Revista Evaluar*, 17(2), 67–80. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v17.n2.18722>
- Asociación Americana de Psiquiatría (2013). *Manual Diagnóstico y Estadístico los Trastornos Mentales DSM-V*. Masson.
- Bellizzi, K. M. y Blank, T. O. (2006). Predicting Posttraumatic Growth in Breast Cancer Survivors. *Health Psychology*, 25(1), 47–56. <https://doi.org/10.1037/0278-6133.25.1.47>
- Carpenter, T. G. (2012). *The Fire Next Door: Mexico's Drug Violence and the Danger to America*. Cato Institute.
- Costa-Requena, G. y Gil, F. L. (2007). Crecimiento postraumático en pacientes oncológicos [Post-traumatic Growth in Cancer Patients]. *Análisis y Modificación de Conducta*, 33, 229–250.
- Cronbach, L. J. y Shavelson, R. J. (2004). My Current thoughts on Coefficient Alpha and Successor Procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 64, 391–418. <https://doi.org/10.1037/e645652011-001>
- Esparza-Baigorri, T., de Figueroa, N. L. y Martínez-Terrer, T. (2016). Propiedades psicométricas del Inventario de Crecimiento Postraumático en pacientes oncológicos en población argentina [Psychometric properties of the Posttraumatic Growth Inventory in Argentinean cancer patients]. *Ansiedad y Estrés*, 22(2-3), 97–103. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2016.06.002>
- Frankl, V. E. (1961). Logotherapy and the Challenge of Suffering. *Review of Existential Psychology and Psychiatry*, 1, 3–7. <https://doi.org/10.1007/bf01762985>
- Gangstad, B., Norman, P. y Barton, J. (2009). Cognitive Processing and Posttraumatic Growth after Stroke. *Rehabilitation Psychology*, 54(1), 69–75.
- García, F. E., Cova Solar, F. y Melipillán, R. (2013). 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]. *Revista Mexicana de Psicología*, 30(2), 143–151.
- Helgeson, V. S., Reynolds, K. A. y Tomich, P. L. (2006). A meta-analytic review of benefit finding and growth. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74, 797–816. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.74.5.797>
- Heidarzadeh, M., Rassouli, M., Mohammadi Shahbolaghi, F., Alavi Majd, H., Mirzaee, H. R. y Tahmasebi, M. (2015). Validation of the Persian Version of the Posttraumatic Growth Inventory Using Iranian Patients with Cancer. *Indian Journal of Applied Research*, 4(2), 36–39. <https://doi.org/10.15373/2249555x/feb2014/197>

- Ho, S., Chan, C. y Ho, R. (2004). Posttraumatic growth in Chinese cancer survivors. *Psychooncology*, *13*, 377–389. <https://doi.org/10.1002/pon.758>
- Hooper, D., Coughlan, J. y Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, *6*, 53–60.
- Instituto de Economía y Paz [Institute for Economics & Peace]. (2018). *Global Peace Index 2018: Measuring Peace in a Complex World*. Disponible en: <http://visionofhumanity.org/app/uploads/2018/06/Global-Peace-Index-2018-2.pdf>
- Jaarsma, T. A., Pool, G., Sanderman, R. y Ranchor, A. V. (2006). Psychometric Properties of the Dutch version of the Posttraumatic Growth Inventory among Cancer Patients. *Psycho-Oncology*, *15*, 911–920. <https://doi.org/10.1002/pon.1026>
- Joseph, S. (2011). Religiosity and Posttraumatic Growth: A Note Concerning the Problems of Confounding in their Measurement and the Inclusion of Religiosity within the Definition of Posttraumatic Growth. *Mental Health, Religion & Culture*, *14*, 843–845. <https://doi.org/10.1080/13674676.2011.609162>
- Joseph, S., Linley, P. A. y Harris, G. J. (2004). Understanding Positive Change Following Trauma and Adversity: Structural Clarification. *Journal of Loss and Trauma*, *10*(1), 83–96. <https://doi.org/10.1080/15325020490890741>
- Joseph, S., Williams, R. y Yule, W. (1993). Changes in outlook Following Disaster: Preliminary Development of a Measure to Assess Positive and Negative Responses. *Journal of Traumatic Stress*, *6*, 271–279. <https://doi.org/10.1007/bf00974121>
- Khechuashvili, L. (2016). Investigation of Psychometric Properties of the Georgian Version of Posttraumatic Growth Inventory. *Journal of Loss and Trauma*, *21*, 522–532. <https://doi.org/10.1037/t57792-000>
- Konkoly Thege, B., Kovács, É. y Balog, P. (2014). A Bifactor Model of the Posttraumatic Growth Inventory. *Health Psychology and Behavioral Medicine*, *2*(1), 529–540. <https://doi.org/10.1080/21642850.2014.905208>
- Leibovich de Figueroa, N., Schufer, M. y Muiños, R. (2005). Ecoevaluación psicológica (1ª ed.) [Psychological Eco-evaluation]. Eudeba.
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A. y Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada [Exploratory Item Factor Analysis: A Practical Guide Revised and Updated]. *Anales de Psicología*, *30*, 1151–1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- McMillen, J. C. y Fisher, R. H. (1998). The Perceived Benefits Scales: Measuring Perceived Positive Life Changes after Negative Events. *Social Work Research*, *22*, 173–187. <https://doi.org/10.1093/swr/22.3.173>
- Medeiros, E. D., Couto, R. N., da Fonsêca, P. N., da Silva, P. G. N. y Medeiros, P. C. B. (2017). Posttraumatic Growth Inventory (PTGI): Adaptação e validade fatorial no nordeste brasileiro [Posttraumatic Growth Inventory (PTGI): Adaptation and Factorial Validity in the Brazilian Northeast]. *Psico-USF*, *22*(3), 449–460. <https://doi.org/10.1590/1413-82712017220306>
- Moussa, M. M. y Bates, G. W. (2011). A Preliminary Investigation of Lebanese Students' Strategies for Coping with Stressful Events. *Mental Health, Religion, & Culture*, *14*, 489–510. <https://doi.org/10.1080/13674676.2010.486779>
- Osei-Bonsu, P., Weaver, T., Eisen, S. y Vander Wal, J. (2011). Posttraumatic Growth Inventory: Factor Structure in the Context of DSM-IV Traumatic

- events. *ISRN Psychiatry*, 2012, 1-9. <https://doi.org/10.5402/2012/937582>
- Park, C. L., Cohen, L. H. y Murch, R. L. (1996). Assessment and Prediction of Stress-Related Growth. *Journal of Personality*, 64, 71–105. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1996.tb00815.x>
- Polatinsky, S. y Esprey, Y. (2000). An Assessment of Gender Differences in the Perception of Benefit Resulting from the Loss of a Child. *Journal of Traumatic Stress*, 13, 709–718. <https://doi.org/10.1023/a:1007870419116>
- Powell, S., Rosner, R., Butollo, W., Tedeschi, R. G. y Calhoun, L. G. (2002). Posttraumatic Growth after War: A Study with Former Refugees and Displaced People in Sarajevo. *Journal of Clinical Psychology*, 59, 71–83. <https://doi.org/10.1002/jclp.10117>
- Prati, G. y Pietrantonio, L. (2009). Optimism, Social Support, and Coping Strategies as Factors Contributing to Posttraumatic Growth: A Meta-analysis. *Journal of Loss and Trauma*, 14, 364–388. <https://doi.org/10.1080/15325020902724271>
- Prati, G. y Pietrantonio, L. (2014). Italian Adaptation and Confirmatory Factor Analysis of the Full and the Short Form of the Posttraumatic Growth Inventory. *Journal of Loss and Trauma*, 19(1), 12–22. <https://doi.org/10.1080/15325024.2012.734203>
- Rodríguez Rey, R., Alonso Tapia, J., Kassam-Adams, N. y Garrido Hernansaiz, H. (2016). The Factor Structure of the Posttraumatic Growth Inventory in Parents of Critically Ill Children. *Psicothema*, 28, 495–503. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.162>
- Shakespeare-Finch, J. y Armstrong, D. (2010). Trauma Type and Posttrauma Outcomes: Differences between Survivors of Motor Vehicle Accidents, Sexual Assault, and Bereavement. *Journal of Loss and Trauma*, 15(2), 69–82. <https://doi.org/10.1080/15325020903373151>
- Shaw, A., Joseph, S. y Linley, P.A. (2005). Religion, Spirituality, and Posttraumatic Growth: A Systematic Review. *Mental Health, Religion, & Culture*, 8, 1–11. <https://doi.org/10.1080/1367467032000157981>
- Sheikh, A. L. y Marotta, S. A. (2005). A Cross-Validation Study of the Posttraumatic Growth Inventory. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 38(2), 66–77. <https://doi.org/10.1080/07481756.2005.11909769>
- Silva, S. M., Moreira, H. C., Pinto, S. y Canavarro, M. C. (2009). Breast cancer and personal and relational growth: Psychometric characteristics of the Portuguese version of the Posttraumatic Growth Inventory in a sample of Portuguese women. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico e Avaliação Psicológica*, 28, 105–133.
- Silva, T. L. G. D., Ramos, V. G., Donat, J. C., Oliveira, F. R. D., Gauer, G. y Kristensen, C. H. (2018). Psychometric Properties of the Posttraumatic Growth Inventory in a sample of Brazilian university students. *Trends in Psychiatry and Psychotherapy*, 40(4), 292–299. <https://doi.org/10.1590/2237-6089-2017-0050>
- Taku, K., Calhoun, L. G., Tedeschi, R. G., Gil-Rivas, V., Kilmer, R. R. y Cann, A. (2007). Examining Posttraumatic Growth among Japanese University Students. *Anxiety, Stress & Coping*, 20(4), 353–367. <https://doi.org/10.1080/10615800701295007>
- Tedeschi, R. G. y Calhoun, L. G. (1996). The Posttraumatic Growth Inventory: Measuring the positive legacy of trauma. *Journal of Traumatic Stress*, 9(3), 455–471. <https://doi.org/10.1007/bf02103658>
- Teixeira, R. J. y Pereira, M. G. (2013). Growth and the Cancer Caregiving Experience: Psychometric Properties of the Portuguese Posttraumatic Growth Inventory. *Families, Systems, & Health*, 31(4), 382–395. <https://doi.org/10.1037/a0032004>

Vázquez, C. y Castilla, C. (2007). Emociones positivas y crecimiento postraumático en el cáncer de mama [Positive Emotions and Post-Traumatic Growth in Breast Cancer]. *Psicooncología*, 4, 385–404.

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. <https://doi.org/10.1177/1049731505281374>

Weathers, F. W., Blake, D. D., Schnurr, P. P., Kaloupek, D. G., Marx, B. P. y Keane, T. M. (2013). The Life Events Checklist for DSM-5 (LEC-5) – Standard. [Measurement instrument]. Recuperado de [https://www.ptsd.va.gov/professional/assessment/documents/LEC5\\_Standard\\_Self-report.PDF](https://www.ptsd.va.gov/professional/assessment/documents/LEC5_Standard_Self-report.PDF)

## PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE POST-TRAUMATIC GROWTH INVENTORY IN MEXICAN POPULATION

LUCÍA QUEZADA-BERUMEN<sup>1</sup> Y  
MÓNICA TERESA GONZÁLEZ-RAMÍREZ<sup>1</sup>

### EXTENDED SUMMARY

#### Introduction

Many victims of traumatic situations can perceive positive changes after these events (Tedeschi & Calhoun, 1996), which allows them to achieve greater well-being and psychological adjustment, and consequently control the appearance of mental disorders in the long term (García & Melipillán, 2013). This phenomenon has been called post-traumatic growth.

Post-traumatic growth is defined as a positive psychological transformation after a challenging life experience. The authors classified three dimensions of post-traumatic growth: 1) self-perception, which includes greater security in people, self-confidence and competence to face difficult situations; 2) change in relationships with others, where after a traumatic event people report that their experiences resulted in the revival of lost relationships and acceptance of social support; 3) changes in the philosophy of life,

which includes an improved perspective on life, a reevaluation of priorities, a greater appreciation for their existence, as well as an increase in their spiritual and religious beliefs (Tedeschi & Calhoun, 1996).

Several instruments have been developed for the evaluation of the subjective experience of positive psychological changes after traumatic events, however, the Posttraumatic Growth Inventory (PTGI) has been the most cited instrument in the study of the positive effects after a potentially traumatic experience. Numerous PTGI validation studies around the world have shown different factor solutions ranging from undefined to the five factors originally proposed.

As far as we know, the metric properties of the PTGI have not been studied in Mexico and as mentioned above, the factorial structure of the scale has not been consistent. Therefore, exploring the psychometric properties of PTGI in Mexicans victims of different traumatic events would provide a better understanding of the positive aspects that this population experiences after trauma and, therefore, a better approach to their needs.

The purpose of this study was to study the psychometric properties of the PTGI for Mexico. To achieve the above, the following objectives were set: 1) contrast the original five-factor model and, in case of poor adjustment, explore a new model; 2) estimate the internal consistency of the instrument; and 3) describe the average post-traumatic growth profile of the participants.

## Method

### *Participants*

The sampling was non-probabilistic, completing an intentional sample of 265 women and 181 men from Mexico. The sample was obtained through the snowball procedure. The inclusion criteria were: identify oneself as Mexican and reside in the country, read and write in Spanish, be able to access the questionnaire online, be over 18 years old, give consent after reading the information on the study and admit having experienced some traumatic situation (that would have endangered your physical, emotional or psychological integrity). Failure to comply with any inclusion criteria constituted exclusion criteria. The only criteria for elimination was to leave a question unanswered.

The average age for the total sample ( $n = 446$ ) was 35.84 years ( $SD = 13.39$ ; range = 18-77 years) with an average time elapsed since the event of 2.84 years ( $SD = 2.68$ ; range = 7 days - 13 years). For women, the mean age was 34.87 ( $SD = 13.25$ ; range = 18-77 years), and an average time elapsed since the event of 2.60 years ( $SD = 2.57$ ; range = 7 days-12 years). The men reported a mean age of 37.26 ( $SD = 13.51$ ; range = 18-77 years) and a time elapsed since the event of 3.20 years ( $SD = 2.81$ ; range = 7 days-13 years).

### *Instruments*

Post-Traumatic Growth Inventory (Tedeschi & Calhoun, 1996). It consists of 21 items that are answered on a 6-point Likert scale (0 = I did not experience this change

as a result of my crisis, 1 = a very small degree, 2 = a small degree, 3 = a moderate degree, 4 = a great degree and 5 = I experienced this change to a very large degree as a result of my crisis), where the higher the score, the greater the perceived change. The questionnaire has five factors: Relationship with others ( $\alpha = .85$ , items 6, 8, 9, 15, 16, 20, and 21), New Possibilities ( $\alpha = .84$ , items 3, 7, 11, 14, and 17), Personal Strength ( $\alpha = .72$ , items 4, 10, 12, and 19), Spiritual Change ( $\alpha = .85$ , items 5 and 18) and Life Appreciation ( $\alpha = .67$ , items 1, 2, and 13). The internal consistency for the total questionnaire is .90. The translation of the scale was carried out through the back translation procedure. The 21 original items were used in the same sequence and with the same response categories.

To group the traumatic events reported by the participants, the Life Events Checklist for DSM-5 (LEC-5) of Weathers et al. (1995). It is a self-report measure designed to detect potentially traumatic events in the participant's life. Assess exposure to 16 events known to result in PTSD or distress. Includes an additional element where the person can include any other event not considered in the first 16 events. The translation procedure for LEC-5 was the same as for PTGI.

### *Procedure*

The survey was answered in Spanish through SurveyMonkey.com spreading the link through social networks. An essential requirement was that the person recognized the traumatic nature of the situation experienced, so, in the event of presenting multiple situations, they were asked to respond focusing only on the one they considered to have the greatest impact. The questionnaire was online from October 28, 2017 to June 27, 2018. All data was processed following the ethical principles of the American Psychological Association (2017).

## Results

Internal consistency was estimated by Cronbach's Alpha for the five factors of the PTGI, with coefficients ranging from acceptable to excellent (.75-.90) and excellent for

the full scale ( $\alpha = .95$ ). To contrast the original model, the five original factors proposed by Tedeschi and Calhoun (1996) were specified. The goodness of fit indices were not acceptable ( $\chi^2/df = 3.98$ ,  $p < .05$ , GFI = .85, AGFI = .82, RMSEA = .08, NFI = .88, CFI = .90), so we chose to explore an alternate factor structure.

The sample was randomly divided ( $n = 230$ , 58.3 % women and 41.7 % men) to carry out the analysis. The sample adequacy measure, Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = .93), as well as the Bartlett sphericity test ( $\chi^2[210] = 3162.811$ ,  $p < .01$ ), showed that the correlation matrix was acceptable for the factor extraction (Lloret et al., 2014). The number of factors suggested by the Kaiser criterion (eigenvalues  $> 1$ ) was three (10.40, 1.52, and 1.08), which added 61.88 % of the variance. However, due to the percentage of explained variance by the first factor (49.53 %) and the inspection of the sedimentation graph, the need to test a unifactorial structure was indicated. The unifactorial solution considered only the items of the first factor of the initial estimate of three factors (items 21, 20, 15, 16, 19, 8, 17, 13, 12, 9, 6, 11, 10, and 14), which explained 55.42 % of the variance with an internal consistency of .94.

With the other half of the sample ( $n = 216$ , 60.6 % women and 39.4.7 % men), we sought to confirm the unifactorial structure. The one-factor model with 14 indicators showed that all its parameters were significant ( $p < .05$ ), however, the goodness-of-fit indices showed that the model could be improved ( $\chi^2 / df = 2,028$ ,  $p < .01$ , GFI = .92, AGFI = .88, RMSEA = .07, NFI = .93, CFI = .96), so covariances were added between the errors. Once the covariances were added, the proposed model showed a good fit ( $\chi^2 / df = 1.10$ ,  $p = .28$ , GFI = .96, AGFI = .93, RMSEA = .02, NFI = .97, CFI = 1.00). Likewise, when contrasting the model according to sex, all the parameters were significant and the goodness of fit indexes were adequate.

With the unifactorial structure and based on the range of possible scores (0-70), a mean of 46.36 (SD = 16.03) was found for the total sample ( $n = 446$ ), while for women ( $n = 265$ ) was 47.08 (SD = 15.07) and 45.30 (SD = 16.53) for men ( $n = 181$ ). The result of the comparison group analysis showed that there were no differences in the levels of post-traumatic growth between women and men

( $Z = -1,098$ ;  $p = .272$ ). According to the above and the PTGI's numerical response option, both samples experienced changes to a "moderate degree" as a result of their traumatic event.

## Discussion

Results differ from most studies. The unifactorial structure found supports the findings of Joseph et al. (2004) in England, Sheikh & Marotta (2005) in the United States and England and Costa-Requena and Gil (2007) in Spain. The variance obtained with this configuration (55.42 %) is similar to that reported by Khechuashvili (2016; 55 % in Georgia), that of Powell et al., (2002; 57.93 % in Bosnia), Sheikh & Marotta (56.2 % in the United States and England) and close to that of Ho et al. (2004) (59.93% in China) and Taku et al. (2007; 60.8 % for Japan).

When performing the general and multigroup AFC according to sex, the unifactorial structure was maintained in the three estimates with good goodness-of-fit indices for the total sample and adequate for the models by sex. This suggests and supports the notion that post-traumatic growth can also be evaluated as a unitary construct and not necessarily in domains.

The factors of Relationship with others, New Possibilities, Personal Strength, Life Appreciation, were represented by at least one item, but not for the Spiritual Change factor, where none of its items were kept. In this sense, Joseph (2011) has proposed that the items on religion and spirituality are confusing in the measures of post-traumatic growth, suggesting that religiosity and spirituality should not be part of the definition of post-traumatic growth.

The average level of change of the PTGI for the Mexican sample indicated a moderate change, finding no differences between men and women (Ho et al., 2004; Polatinsky & Esprey, 2000). Although the results of this work indicate that the Mexican version obtained good psychometric properties, it is worth pointing out several limitations. Although the sample size is large, the selection of participants was not random. Another limitation was that,

although it was attended by people from all the states of Mexico, the majority of the participants reported belonging to the states of the north, center and west of Mexico, having a smaller proportion of the southern states.

It would be ideal to seek the collaboration of organizations in the different states that are dedicated to supporting victims of different traumatic events, and thus achieve a sampling that is more representative of the southern states. This study considered a sample that has experienced a wide range of traumatic events. For future work, it is suggested to delimit these events, as well as their nature (caused or not by man), and to establish differences and similarities in order to develop more relevant interventions and improve the well-being of the people who have experienced them.

Despite the limitations, the results of this study provide evidence that the Mexican version of the PTGI has excellent reliability and a brief factor structure that allows for evaluating post-traumatic growth in the Mexican population in a more agile way. This study constitutes the first approach to the study of the psychometric properties of PTGI and post-traumatic growth in Mexico, for which reason it is invited to follow this line of research to contrast and enrich the results obtained.