

Propiedades psicométricas del Inventario de Crecimiento Postraumático en el contexto de la pandemia de COVID-19: Invarianza del modelo bifactorial

Mónica Cassaretto y Rafael Gargurevich

Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú

Psychometric properties of the Post-traumatic Growth Inventory in the context of COVID-19 pandemic: Bifactor model invariance

Abstract: The Posttraumatic Growth Inventory (PTGI; Tedeschi & Calhoun, 1996) assesses growth experiences following traumatic events, such as those experienced during the COVID-19 pandemic. However, its factor structure is still under debate, suggesting that a bifactor model might best represent the structure of the test. This study examined the psychometric properties of this instrument with a sample of 615 Peruvian adults. Confirmatory factor analyses revealed that a bifactor model, which included a general factor and five specific factors, proved to be the best fit to the data (SBS- χ^2 (df)= 909.26(184), CFI =1, RMSEA =.066, SRMR =.046). We found evidence of configural invariance between the group that reports deceased relatives by COVID-19 and the group that does not. In addition, adequate internal consistency indices were found. This study supports adequate psychometric properties of the PTGI.

Keywords: Post-traumatic growth, COVID-19, PTGI; post-traumatic stress disorder.

Resumen: El Inventario de Crecimiento Postraumático (ICPT; Tedeschi y Calhoun, 1996) evalúa las experiencias de crecimiento tras eventos traumáticos, como los vividos durante la pandemia de la COVID-19. Sin embargo, su estructura factorial sigue siendo objeto de debate. Al respecto, se sugiere que un modelo bifactor podría representar de manera óptima la estructura de la prueba. Este estudio analiza las propiedades psicométricas de este instrumento con 615 adultos peruanos. Los análisis factoriales confirmatorios revelan que un modelo bifactorial, que incluye un factor general y cinco factores específicos, es el que mejor se ajusta a los datos (SBS- χ^2 (df) = 909.26(184), CFI = 1, RMSEA = .066, SRMR = .046). Se observa evidencia de invarianza configural entre el grupo que reporta familiares fallecidos por la COVID-19 y el grupo que no lo hace. Además, se encuentran índices adecuados de consistencia interna. Este estudio respalda las adecuadas propiedades psicométricas del ICPT.

Palabras clave: Crecimiento postraumático; COVID-19; ICPT; trastorno de estrés postraumático.

Introducción

En algunas ocasiones, una de las consecuencias de experimentar un evento traumático es la aparición de síntomas del trastorno de estrés postraumático. Esta sintomatología comprende una afectación en la salud mental que se evidencia mediante pensamientos intrusivos, hipervigilancia y una reactividad frente al peligro, entre otros síntomas (APA, 2013). Los eventos traumáticos pueden ser tan diversos como exponerse a desastres naturales, ac-

Recibido: 18 de diciembre de 2023; aceptado: 06 de junio 2023.

Correspondencia: Dra. Mónica Cassaretto, Facultad de Psicología, Pontificia Universidad Católica del Perú, Av. Universitaria 1801. San Miguel. Lima 32 Perú. Correo-e: mcassar@pucp.edu.pe

Agradecimientos: Los autores expresan su agradecimiento a la Dirección de Gestión de la Investigación de la Pontificia Universidad Católica del Perú por el apoyo financiero otorgado al grupo de investigación “Psicología y Salud: Entornos Saludables” y “Motivación y Emoción” (Proyecto FAI: 0014-2022).

cidentes, violencia, etc. No obstante, también puede incluir otros eventos amenazantes para la vida, como fue el caso de la pandemia por la COVID-19. Así, estudios actuales revelan que la población adulta pudo haber experimentado sintomatología de estrés postraumático debido al coste emocional que produjo esta crisis sanitaria (Bridgland et al., 2021; Kira et al., 2023).

La pandemia de la COVID-19 generó un impacto sin precedentes, que afectó negativamente a la salud física y mental de la población mundial (Cénat et al., 2021; Kira et al., 2023; Riquelme-Lobos y Raipán-Gómez, 2020). A la pérdida de los seres queridos, se le sumaron el temor al contagio y la muerte, las dificultades económicas, el aislamiento social, la incertidumbre frente al futuro y la alteración en el estilo de vida general, lo cual puede haber impactado al bienestar y la calidad de vida de las personas (Cénat et al., 2021; Sandín et al., 2020). Como consecuencia, diversos estudios reportaron un incremento significativo de los niveles de sintomatología clínica como depresión, ansiedad, estrés crónico y trastorno de estrés postraumático, tanto en población general como en aquellos afectados directamente por la enfermedad (Bridgland et al., 2021; Liu et al., 2020; Qiu et al., 2021).

En el metaanálisis de Qiu et al (2021), con base en 76 artículos con 106.713 personas expuestas al contexto de la COVID-19 (lo que incluyó población general, trabajadores de la salud y pacientes que contrajeron la enfermedad), se encontró que el 28.34% mostraban la presencia de síntomas de trastorno de estrés postraumático. Por su parte, el estudio de Bridgland et al. (2021), con 1.040 participantes provenientes de cinco países occidentales (Estados Unidos, Reino Unido, Canadá, Australia y Nueva Zelanda), encontró una prevalencia del 13.2% en relación con los casos de TEPT. El estudio llevado a cabo por Sandín (2022) constató una prevalencia de 15.6% de posibles casos de TEPT en España (población general) durante la pandemia de la COVID-19. Se ha sugerido que el riesgo de desarrollar síntomas del TEPT no solo aparece en personas que se contagiaron de COVID-19, sino que también en otras personas libres del virus, dado que el contexto de pandemia implicaría una complejidad de estresores, como incertidumbre acerca de la enfermedad, el temor al contagio, diversidad de pérdidas y restricciones, entre otros (Bridgland et al., 2021; Kira et al., 2023).

Si bien una mayoría de investigaciones evidencia una aproximación dirigida a abordar los efectos adversos de la exposición a eventos traumáticos, la literatura también ha profundizado en los últimos años en las consecuencias positivas y las posibilidades de crecimiento personal que se podrían experimentar. Así, se ha generado una aproximación integral de la experiencia del trauma.

De esta manera, ha surgido el término “crecimiento postraumático”, el cual aborda los cambios positivos en torno a las creencias sobre uno mismo, la relación con los demás y la visión sobre el mundo desarrolladas tras la ocurrencia de un evento altamente estresante (Tedeschi y Calhoun, 2004).

En ese sentido, el crecimiento postraumático contempla una transformación individual en el que la persona otorga una interpretación distinta al acontecimiento traumático (Tedeschi y Calhoun, 1996). Para Jayawickreme et al. (2021) el crecimiento postraumático implica una transformación psicológica positiva y duradera que se experimenta como resultado de una adversidad de la vida. Esto puede implicar una nueva forma de concebir la realidad tras haber sobrevivido eventos altamente estresantes como pueden ser desastres naturales (Arias et al., 2017; Henson et al., 2021; Penagos-Corzo et al., 2020), enfermedades crónicas (Jaarsma et al., 2006; Mack et al., 2015), experiencias de duelo (Michael y Cooper, 2013), contextos de guerra (Lee et al., 2010; Palmer et al., 2012), desplazamiento forzado (Davey et al., 2015), etc. Asimismo, Jayawickreme et al. (2021) señalan que también se ha estudiado en el contexto de otros acontecimientos adversos como el desempleo, la pérdida del cónyuge o la separación de la pareja. Además, se ha encontrado una asociación positiva entre el crecimiento postraumático y variables de salud mental tales como calidad de vida, optimismo, resiliencia, felicidad, soporte social y bienestar psicológico (Altinsoy y Aypay, 2021; Prati y Pietrantonio, 2009). Del mismo modo, se ha hallado una relación negativa con la presencia de sintomatología ansioso-depresiva (Long et al., 2021; Siqveland et al., 2015).

En el contexto de la COVID-19, investigaciones recientes han identificado la posibilidad de desarrollar crecimiento postraumático tanto en población general como en aquellos afectados directamente por la enfermedad (Bonazza et al., 2022; Hyun et al., 2021; Northfield y Johnston, 2022). En ese sentido, Prieto-Ursúa y Jódar (2020) hallaron que recibir un diagnóstico positivo de COVID-19 (10%), experimentar que un ser querido esté hospitalizado (23.3%) o el fallecimiento de una persona cercana (13.1%) eran factores predictores del crecimiento postraumático. De manera similar, al evaluar a población española en tres momentos distintos en el año 2020, Collazo-Castiñeira et al. (2022) encontraron que aquellos participantes que sufrieron la pérdida de un ser querido presentaron mayores niveles de crecimiento postraumático.

Si bien el contagio de la enfermedad supuso una experiencia de alto impacto emocional, también se ha hallado que podría producir efectos positivos en la vida de

las personas afectadas, especialmente en su modo de vivir y relacionarse (Sandín et al., 2020; Yan et al., 2021; Zhengkai y Yajing, 2021). De esta manera, el crecimiento postraumático se ha ido consolidando como un constructo que favorece significativamente el proceso de adaptación de las personas a los eventos adversos, así como su proceso de resignificación de las experiencias negativas acontecidas (Tedeschi y Calhoun, 2004).

Uno de los instrumentos más reconocidos a nivel mundial para medir este constructo es el *Posttraumatic Growth Inventory* (PTGI; Tedeschi y Calhoun, 1996), traducido como Inventario de Crecimiento Postraumático (ICPT; Weiss y Berger, 2006). Su principal objetivo es analizar los cambios positivos que experimentan las personas tras la ocurrencia de eventos traumáticos (Tedeschi y Calhoun, 2004). La escala original cuenta con 21 ítems, los cuales son respondidos mediante una escala Likert de seis puntos. Se compone de cinco factores que conforman parte de la experiencia del crecimiento postraumático (Tedeschi y Calhoun, 2004). El primer factor es la fortaleza personal, la cual comprende la sensación de autoconfianza y compromiso con nuevos retos y aprendizajes. En segundo lugar, se encuentra la mayor valoración de las relaciones interpersonales, en la que se destaca la importancia de apreciar y entablar vínculos significativos. El tercer factor corresponde al reconocimiento de nuevas posibilidades y se orienta al desarrollo de nuevos hábitos, intereses y actividades. En cuarto lugar, la apreciación por la vida involucra una mayor valoración de la propia existencia y de las relaciones interpersonales que se mantienen hasta el momento. El quinto factor, denominado cambio espiritual, indica la búsqueda del sentido espiritual y planteamiento del propósito de vida.

Las propiedades psicométricas de la escala han sido estudiadas en diversos países como Estados Unidos (Lee et al., 2010; Palmer et al., 2012; Taku et al., 2008), España (Pajón et al. 2020), Francia (Cadell et al., 2015; Dubuy et al., 2022; Henson et al., 2021); Italia (Prati y Pietrantonio, 2013), Holanda (Jaarsma et al., 2006), Alemania (Mack et al., 2015), Arabia Saudita (Davey et al., 2015) y China (Cheng et al., 2017). En el contexto latinoamericano, existen validaciones en Brasil (Campos y Trentini, 2019; Medeiros, 2017), Chile (García y Melipillán, 2013; Leiva-Bianchi y Aráneda, 2015), Argentina (Esparza-Baigorri et al., 2016), México (Penagos-Corzo et al., 2020; Quezada-Berumen y González-Ramírez, 2020), Ecuador (Arias et al., 2017) y Perú (Gargurevich, 2016; Ramos-Vera et al., 2021).

En cada uno de los estudios revisados se encuentra que la escala original demuestra adecuados indicadores de fiabilidad, tanto para la escala total como para cada

una de sus dimensiones (Cadell et al., 2015; Esparza-Baigorri et al., 2016; Henson et al., 2021; Jaarsma et al., 2006; Medeiros et al., 2017; Prati y Pietrantonio, 2013; Taku et al., 2008). No obstante, continúan las disputas con respecto a su estructura factorial. Se ha propuesto la existencia de otros modelos que reemplazarían la propuesta de cinco factores de Tedeschi y Calhoun (1996). Entre ellos, se ha encontrado un modelo de un factor (Quezada-Berumen y González-Ramírez, 2020; Ramos-Vera et al., 2021), y de tres o cuatro factores (Davey et al., 2015; Dubuy et al., 2022; García y Melipillán, 2013; Leiva-Bianchi y Aráneda, 2015; Pajón et al. 2020; Penagos-Corzo et al., 2020). Cabe señalar que estas últimas propuestas han resultado inconsistentes en términos de las áreas que componen el modelo.

En los últimos años, se ha observado un creciente interés por el uso de técnicas psicométricas más avanzadas para analizar la estructura factorial del ICPT. Por un lado, se ha planteado la existencia de un modelo bifactorial conformado por cinco factores específicos y uno general (Konkolý et al., 2014). Por otro lado, se ha propuesto una estructura jerárquica compuesta por los mismos cinco factores originales y un factor de segundo orden llamado CPT o Crecimiento Postraumático Global (Campos y Trentini, 2019; Lee et al. 2010; Mack et al., 2014; Palmer et al., 2012). Esta discrepancia plantea la necesidad de generar una propuesta coherente que permita hallar la correspondencia entre el modelo teórico que conceptualiza el crecimiento postraumático y otro que plantee su medición (Ondé y Alvarado, 2022). Por ello, los análisis bifactor permitirían evaluar el crecimiento postraumático y mantener al mismo tiempo las 5 dimensiones originalmente planteadas por los autores.

Dentro del contexto peruano, se encuentra el estudio de Gargurevich (2016), quien encontró que el modelo de cinco factores correlacionados (similar a la estructura original del instrumento) era el mejor modelo en una muestra de damnificados de un terremoto en el sur del Perú. Además, dichos factores demostraron buena consistencia interna. Contrariamente, en el estudio de Ramos-Vera et al. (2021), realizado con población adolescente que ha vivido algún evento traumático en los últimos cinco años, predominó un solo factor.

Dada la diferencia de resultados en los modelos factoriales, se vuelve crucial indagar el funcionamiento de la escala con población adulta en específico, en este caso, tras la ocurrencia de la COVID-19. Al respecto, cabe resaltar que la pandemia ocasionada por este virus constituye un evento epidemiológico que presentó características diferentes a otros eventos altamente estresantes debido a su cronicidad en el tiempo, impredecibilidad, y consecuencias negativas a corto y largo plazo

en el bienestar de las personas (Cénat et al., 2021; Kira et al., 2023). Las grandes diferencias en evidencias factoriales halladas en estudios previos podrían generar un impacto importante en el uso e interpretación de resultados provenientes del instrumento. Por ejemplo, en investigaciones recientes sobre crecimiento postraumático en la COVID-19, la escala se ha utilizado como un factor, pero también de forma multifactorial (algunas veces al mismo tiempo). Es decir, se ha utilizado la escala de cinco factores, pero también se ha promediado sus subescalas en una sola puntuación de CPT, con lo que se ha asumido al crecimiento postraumático como un constructo unifactorial (Chen et al., 2021; Özgüç, et al., 2022).

En ese contexto, dado que se requiere de instrumentos con adecuadas propiedades psicométricas que permitan abordar la experiencia de crecimiento y transformación personal que atraviesan las personas tras la ocurrencia de eventos potencialmente traumáticos, como la pandemia por COVID-19, se plantea analizar de manera más detallada el ICPT. De esta manera, el objetivo de la presente investigación fue estudiar las propiedades psicométricas del ICPT en un grupo de adultos de Lima Metropolitana durante el contexto de pandemia por la COVID-19 utilizando una aproximación bifactorial. Además, se analizó la invarianza factorial de la prueba acorde a la experiencia con familiares fallecidos por COVID-19.

Respecto a la validez, los modelos confirmatorios bifactoriales resultan importantes de considerar cuando teóricamente es posible explicar los hallazgos de una escala mediante un solo factor general, además de los otros factores específicos (Kline, 2023). Sin embargo, la estructura bifactorial necesita ser comparada con otros modelos confirmatorios (no bifactoriales) para comprobar su idoneidad en la muestra (Rodríguez et al., 2016).

Por otro lado, se estudió la invarianza de la estructura factorial de la escala mediante diversos análisis factoriales confirmatorios multigrupo (AFCM) con el fin de conocer si la experiencia de crecimiento después de la COVID-19 fue diferente en ambos grupos de personas. Así, se estudió el impacto que pudo haber producido el fallecimiento de un familiar o ser querido por la COVID-19. Debido a ello, se estudió la invarianza en dos grupos: uno que ha vivido la pérdida de un ser querido (Grupo 1) y otro que no ha vivido esta pérdida (Grupo 2).

Concretamente, el estudio de la invarianza factorial se llevó a cabo para comprobar si la estructura de una prueba es la misma en diferentes muestras (invarianza configural). De esta forma, se pudo estudiar si los participantes que pertenecían a los diferentes grupos mencio-

nados lograron comprender el fenómeno estudiado de la misma manera (Putnick y Bornstein, 2016). Además, se estudió también la invarianza métrica, es decir, cómo el constructo se manifiesta en diversos grupos. Para esto último, se analizó si las cargas factoriales son iguales en todos los grupos o si hay diferencias entre estos (Putnick y Bornstein, 2016). Adicionalmente, se estudió la fiabilidad de la escala mediante la consistencia interna alfa de Cronbach y el coeficiente omega de McDonald.

Método

Participantes

La muestra estuvo conformada por un total de 615 adultos de nacionalidad peruana, cuyas edades oscilaron entre los 18 y 60 años ($M = 37.52$, $DE = 13.18$). La mayoría de ellos fueron principalmente de sexo femenino (84%), seguido del masculino (15.2%), y un porcentaje menor (0.8%) prefirió no contestar. Más de la mitad manifestó contar con estudios técnicos y/o superiores completados (62.1%).

Un porcentaje significativo de la muestra reportó que tuvo alguna persona cercana afectada por la enfermedad (81.3%) y un 41.4% reportó que ha tenido familiares cercanos que fallecieron por la COVID-19. También, un 52.7% de la muestra refirió haber sido diagnosticado con COVID-19 en algún momento. De este grupo, la mayoría refirió que presentó durante la enfermedad síntomas de gravedad moderada (48.2%), por lo que requirió pocos días de reposo, seguido de quienes experimentaron síntomas leves (34.05%). Un porcentaje menor de ellos fueron asintomáticos (14.87%) y, por último, un porcentaje reducido presentó síntomas graves (2.16%), lo que implicó hospitalización. Adicionalmente, el 73.2% manifestó que se encontraba en algún grupo de riesgo a fallecer por la COVID-19 (p.ej., obesidad, hipertensión arterial, diabetes, asma, enfermedades respiratorias crónicas, enfermedades cardiovasculares, cáncer, VIH, lupus eritematoso sistémico). En esta misma línea, se encontró que más del 90% de los participantes estaban vacunados contra la COVID-19.

Instrumentos

Datos demográficos. Se recolectó la edad, el sexo, nivel educativo, si fue diagnosticado de COVID-19, si sufrió la pérdida de algún familiar (o un ser querido), si estaba vacunado contra la COVID-19 y si era parte de un grupo de riesgo a fallecer por la COVID-19.

Inventario de Crecimiento Postraumático (ICPT; Tedeschi y Calhoun, 1996), adaptada al contexto

peruano por Gargurevich (2016). La escala cuenta con un total de 21 ítems y cinco subescalas que componen las dimensiones del crecimiento postraumático: relaciones interpersonales, apreciación por la vida, nuevas posibilidades, fortaleza personal y cambio espiritual. La consigna de la escala se adaptó al tema de pandemia. En esa línea, se indagó el grado en que la persona había experimentado cambios en su vida tras la llegada de la COVID-19. Asimismo, los ítems se puntuaron en una escala Likert de 6 puntos (0 = “No cambió” y 5 = “Muy alto grado de cambio”).

Procedimiento

La presente investigación cuenta con la aprobación del comité de ética de investigación de la Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP), mediante el dictamen N.º 036-2022/CEI-PUCP. Para la recolección de la información, la encuesta se difundió por las redes sociales de los grupos de investigación involucrados en el presente estudio (“Grupo de Investigación Psicología y Salud: Entornos Saludables” y “Grupo de Investigación Motivación y Emoción”) y de sus miembros activos. En esas redes, se compartió una infografía que invitaba a adultos peruanos a participar en un estudio sobre aspectos relacionados con el impacto de la pandemia de la COVID-19 en la salud mental de la población peruana en función a sus experiencias de malestar y crecimiento ante la adversidad. En la invitación, se compartía un enlace hacia la plataforma *Qualtrics*, en la que se incluía un consentimiento informado, una ficha de datos socio-demográficos y los cuestionarios. El consentimiento informado dejó en claro el anonimato, la participación voluntaria, el tiempo y usos de la información obtenida. Finalizando la encuesta, se anexaban los enlaces que derivan a los principales centros de atención en salud mental comunitaria del país y una infografía informativa sobre temas de salud mental. El trabajo de campo se realizó entre los meses de junio y agosto de 2022.

Análisis estadístico

Los análisis factoriales confirmatorios (AFC) de la muestra total, por cada muestra y el análisis factorial confirmatorio multigrupo (AFCM), se llevaron a cabo mediante el uso del programa *Linear Structural Relations* (LISREL 8.5; Jöreskog y Sörbom, 1996). Para el establecimiento de los modelos factoriales se utilizó un enfoque por pasos (Byrne, 2011). Se analizó la muestra completa y se halló el mejor modelo factorial. Luego, se llevó a cabo el modelo factorial con el mejor modelo en cada muestra (con y sin pérdidas por COVID-19) y, pos-

teriormente, se realizó el AFCM para evaluar el grado de invarianza de la escala.

Mediante el AFCM se comprobó primero la invarianza configural, en la que ningún parámetro está restringido y, luego, se evaluó la invarianza métrica, en la que se restringieron las cargas factoriales (Meredith, 1993). El modelo configural se usa como base para compararlo con los modelos adicionales que se logren en el proceso del establecimiento de la invarianza métrica. Los modelos que se van comparando van añadiendo restricciones (fijando parámetros uno por uno) y los resultados se comparan con el modelo configural, en el que no se impone ninguna restricción (Putnick y Bornstein, 2016). Estos modelos, en los que se van añadiendo restricciones (fijando parámetros) después del modelo configural, son considerados modelos anidados (Klopp y Klöbner, 2022).

Para juzgar la idoneidad de los modelos factoriales se utilizó los siguientes índices de ajuste: la raíz cuadrada media del error de aproximación (RMSEA) e intervalos de confianza al 90% (IC 90%), la raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR) y el índice de ajuste comparativo (CFI). Dada la naturaleza ordinal de la información recolectada, se empleó el método de estimación del chi-cuadrado con la corrección robusta de Satorra-Bentler (SBS- χ^2 ; Satorra y Bentler, 2001). Así, el modelo que obtenga un menor SBS- χ^2 será un mejor modelo (Kline, 2023). Además, el RMSEA con valores cercanos a .06 indica buen ajuste y resulta aceptable cuando se acerca a .08. Por su parte, el SRMR menor a .08 indica un excelente ajuste (McNeish y Wolf, 2023) y el CFI posee un ajuste adecuado al obtener un valor mayor o igual a .95 (Hu y Bentler, 1999). Adicionalmente, se ha utilizado el AIC (Criterio de información de Akaike), en el que el modelo que obtenga un AIC menor será el mejor modelo, dado que este se considera la parsimonia de los modelos (Rauch et al., 2007).

Finalmente, se compararon los modelos confirmatorios multigrupo observando la diferencia del SBS- χ^2 y los grados de libertad (gl). Este procedimiento se utiliza para comparar modelos anidados (en los que la diferencia entre los mismos se logra fijando o liberando parámetros). En esta comparación, si la diferencia no es significativa, entonces, el fijar las cargas factoriales de los ítems resulta importante, porque el modelo resulta invariante en esos ítems (Meredith, 2013). En este caso, las medias y los errores de varianza fueron dejados libres; no se correlacionaron errores de covarianza entre los ítems.

Adicionalmente, los resultados de la fiabilidad y los análisis descriptivos y correlacionales se llevaron a cabo utilizando el SPSS.27.

Resultados

Para evaluar la estructura factorial del ICPT se consideraron cuatro modelos diferentes para ser probados mediante AFCs con la finalidad de identificar el que mejor se ajustaba a los datos recolectados. Así, se evaluó (1) un modelo unidimensional (ítems reflejados en un solo factor de CPT), (2) un modelo de cinco factores correlacionados (tal como la escala original), (3) cinco factores de primer orden y uno de segundo orden, y (4) un modelo bifactorial, que incluye el cálculo de cinco factores (no correlacionados) y un factor general. Los resultados mostraron que el modelo bifactorial (Modelo 4) presentó mejores índices de ajuste en comparación de los otros modelos en competencia (ver Tabla 1). En este modelo, el error de varianza de los ítems ítem 2 y 21 fue fijada a 0, dado que eran negativos (Farooq, 2022), lo que no sucedía en los modelos anteriores (esto se mantuvo para los modelos posteriores).

Una vez establecido el mejor modelo para la muestra total (Modelo 4), se llevó a cabo el análisis de invarianza en el que se separó la muestra en dos grupos. Así, se estudiaron dos modelos adicionales: el de aquellos participantes que habían perdido un ser querido por la COVID-19 (Grupo 1: Modelo 5) y aquellos que no (Grupo 2: Modelo 6). El Modelo 4 logró ser replicado con éxito en cada grupo, dado que ambos mostraron buenos índices de ajuste. Después de esto, se procedió con los AFCM. El primer AFCM (Modelo 7) muestra los índices de ajuste de la invarianza configural, mientras que el segundo (Modelo 8), los de la invarianza métrica (ver Tabla 2).

Las cargas factoriales del Modelo 4 en adelante se presentan en la Tabla 3. Debido a que los ítems en los modelos bifactoriales tienen dos cargas factoriales, en la tabla pueden verse dos columnas de cargas factoriales por cada modelo. En la primera columna, se presentan las cargas factoriales de los ítems con respecto a cada factor y, en la segunda, las cargas factoriales del factor general. Dado que el modelo de invarianza configural (Modelo 7) no fija ningún parámetro, las cargas factoriales en este análisis son las mismas que se reportaron en el análisis de los grupos por separado, por lo que en la Tabla 3 se muestran las cargas factoriales de los modelos de los Grupos 1 (Modelo 5) y 2 (Modelo 6).

En esta misma línea, en diversos modelos, una o más cargas factoriales relacionadas con los factores de la prueba no fueron significativas, aunque este no fue el caso para las cargas factoriales de los ítems cuando representaban al factor general (ver Tabla 3). En el modelo 4, la carga factorial del ítem 11 no fue significativa en el factor NP, pero sí lo fue en el factor general. Esto mismo sucedió en los modelos de los Grupos 1 y 2. En el Grupo 1, los ítems 19 (Factor FP), 8 y 9 (Factor RI), y los ítems 11 y 17 (Factor NP) no fueron significativos en los factores, pero sí lo fueron cuando representaban al factor general. En el Grupo 2, sucedió lo mismo con los ítems 11 y 17 (Factor NP). Dado estos resultados, se decidió no eliminar ningún ítem, ya que todos contribuían significativamente al menos a alguno de los factores de la prueba.

Para el cálculo de la invarianza métrica, se fijaron una por una las cargas factoriales de todos los ítems de

Tabla 1. Índices de bondad ajuste de los modelos factoriales de la muestra total

Modelo	SBS- χ^2 (df)	CFI	RMSEA (90% CI)	SRMR	AIC
1. Un solo factor	1326.96*** (189)	.99	.099 (.094-.100)	.056	1410.96
2. Cinco factores	854.88*** (179)	1.00	.078 (.073-.083)	.042	958.88
3. Cinco factores y uno de segundo orden	909.26*** (184)	1.00	.080 (.075-.085)	.046	1003.26
4. Cinco factores, bifactorial	631.94*** (170)	1.00	.066 (.056-.068)	.043	753.94

Nota. *** $p < .001$,

Tabla 2. Índices de bondad de ajuste de los modelos factoriales calculados para los modelos de ambos grupos (Modelos 5 y 6), de la invarianza configural (Modelo 7) e invarianza la métrica (Modelo 8)

Modelo	SBS- χ^2 (df)	CFI	RMSEA (90% CI)	SRMR	AIC
5 Grupo 1 (con pérdida)	319.99*** (170)	1.00	.058 (.048 -.068)	.050	441.99
6 Grupo 2 (sin pérdida)	359.63*** (170)	1.00	.056 (.048 -.064)	.045	438.62
7 AFCM-1	804.63*** (340)	1.00	.067 (.061-.072)	.046	1048.63
8 AFCM-2	806.54*** (347)	1.00	.065 (.060 -.071)	.046	1036.54

Nota. *** $p < .001$, AFCM = Análisis factorial confirmatorio multigrupo

la prueba (en cada factor y en el factor general) y se compararon las diferencias de $SBS-\chi^2$ (df) para ver si la diferencia era significativa o no. Al final de este proceso, se obtuvo el Modelo 8. Este modelo obtuvo buenos índices de ajuste (ver Tabla 2), ya que la invarianza factorial solamente pudo ser comprobada para los ítems del factor Relaciones interpersonales (ítems 6, 8, 9, 15, 16, 20, 21). El resto de las cargas factoriales se dejaron libres. La comparación del $SBS-\chi^2$ (df) no fue significativa ($diff = 10.498$ (7), $p = .162$), por lo que el modelo con mayores grados de libertad resultó ser el mejor modelo al ser el más parsimonioso. En el modelo 8, las cargas factoriales de los ítems 8 y 9 (factor RI) no fueron significativas, así

como los ítems 11 (Grupo 1) y 17 (Grupo 2) del factor NP.

En general, en todos los modelos, se puede observar que las cargas factoriales del factor general de crecimiento postraumático son mayores que las cargas factoriales que pertenecen a cada factor (ver Tabla 3). También puede observarse que, en algunos casos, estas cargas factoriales de los factores individuales son no significativas en la muestra completa o en alguno de los grupos (o en ambos). Dado que las cargas factoriales muestran las correlaciones entre el ítem y el factor, cargas factoriales no significativas muestran una relación muy baja entre estos dos elementos, por lo que se puede

Tabla 3. Cargas factoriales de los modelos 4 del ICPT

Ítems en factor	Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6		Invarianza métrica (Modelo 8)	
	Muestra completa		Con pérdida de ser querido		Sin pérdida de ser querido		Grupo 1/Grupo 2	Grupo 1/Grupo 2
	Factor	Global	Factor	Global	Factor	Global	Factor	Global
FP								
PT4	.27***	.68***	.37**	.50***	.21**	.69***	.36*** / .22**	.67*** / .66***
PT10	.39***	.79***	.35*	.68***	.37**	.80***	.33*** / .38***	.80*** / .77***
PT12	.31***	.81***	.32**	.83***	.32**	.80***	.30*** / .34***	.83*** / .82***
PT19	.25**	.78***	.15ns	.78***	.30**	.79***	.14** / .32***	.78*** / .81***
RI								
PT6	.17**	.67***	.27**	.56***	.16*	.73***	.18*	.57*** / .76***
PT8	.12*	.72***	.09ns	.71***	.29**	.71***	.12 ns	.70*** / .74***
PT9	.11*	.72***	.03ns	.73***	.28**	.70***	.11 ns	.72*** / .72***
PT15	.16**	.73***	.16*	.71***	.23**	.72***	.15*	.71*** / .76***
PT16	.22**	.73***	.14*	.79***	.46***	.71***	.21**	.78*** / .76***
PT20	.30***	.72***	.28**	.71***	.31**	.71***	.30***	.70*** / .74***
PT21	.76***	.65***	.78***	.62***	.37***	.66***	.76***	.62*** / .67***
NP								
PT3	.29***	.65***	.25*	.65***	.28**	.67***	.25* / .30**	.65*** / .63***
PT7	.44***	.73***	.35*	.73***	.52***	.74***	.33** / .53***	.73*** / .76***
PT11	.04ns	.84***	-.01ns	.86***	.06ns	.84***	.02ns / .07*	.86*** / .84***
PT14	.34**	.63***	.43**	.61***	.28**	.66***	.42*** / .30**	.61*** / .66***
PT17	.10*	.83***	.11ns	.80***	.07ns	.83***	.10* / .09ns	.80*** / .85***
AV								
PT1	.29**	.51***	.38**	.50***	.24**	.51***	.35*** / .25**	.47*** / .54***
PT2	.71***	.70***	.74***	.68***	.69***	.73***	.67*** / .74***	.62*** / .76***
PT13	.17*	.80***	.10*	.85***	.21**	.77***	.09* / .22**	.85*** / .78***
CE								
PT5	.46***	.69***	.46***	.69***	.44***	.69***	.46*** / .53***	.69*** / .69***
PT18	.51***	.51***	.47***	.63***	.55***	.57***	.46*** / .47***	.63*** / .67***

Nota. * $p < .05$ ** $p < .005$ *** $p < .001$, ICPT = Inventario de Crecimiento Postraumático, FP = Fortaleza personal, RI = Mayor valoración de las relaciones interpersonales, NP = Nuevas posibilidades, AV = Apreciación por la vida, CE = Crecimiento espiritual.

Tabla 4. Medias, desviaciones estándar, alfa de Cronbach (α), y rango de correlación ítem- test (r) del Inventario de crecimiento postraumático

Escala	<i>M</i>	<i>DE</i>	α	ω	<i>r</i>
ICPT Total	2.58	1.14	.96	.97	.51-.81
Fortaleza personal	2.70	1.30	.89	.90	.69-.81
Valoración de las relaciones interpersonales	2.45	1.20	.90	.91	.67-.77
Nuevas posibilidades	2.58	1.21	.88	.89	.66-.76
Apreciación por la vida	2.89	1.27	.80	.85	.53-.77
Crecimiento espiritual	2.29	1.57	.78	.75	.65-.68

Nota. ICPT = Inventario de Crecimiento Postraumático.

señalar que la contribución del ítem al factor no sería importante (De Roover y Vermunt, 2019).

Las medias y desviaciones estándar de los factores obtenidos en el Modelo 4 (Muestra total), así como la fiabilidad de estos factores, se muestran en la Tabla 4. Cabe destacar que la escala de crecimiento postraumático presenta una adecuada consistencia interna al revisar los coeficientes alfa para la escala total y cada uno de sus factores. En cuanto a la correlación ítem-test, se encuentra que todos los ítems se discriminan de manera adecuada ($> .50$). Cabe señalar que el coeficiente omega total para la escala es de .97 y el omega jerárquico es de .96.

Discusión

La exposición a eventos traumáticos como los desastres, accidentes o, en este caso, pandemias (por COVID-19) puede generar consecuencias negativas en la salud mental de las personas (Bridgland et al., 2021; Liu et al., 2020; Qiu et al., 2021). Sin embargo, también pueden ser catalizadores de procesos de crecimiento personal (Tedeschi y Calhoun, 1996). Así, se ha encontrado que aquellos que logran una interpretación positiva del acontecimiento traumático al que fueron expuestos, eventualmente podrían desarrollar consecuencias positivas como un aumento en la calidad de vida, optimismo, o bienestar psicológico (Altinsoy y Aypay, 2021; Prati y Pietrantonio, 2009). En esta misma línea, si bien la pandemia por la COVID-19 representa un evento altamente estresante (potencialmente traumático), se ha encontrado que también se asocia a cambios positivos en las personas afectadas, especialmente en su modo de vivir y relacionarse (Sandín et al., 2020; Yan et al., 2021; Zhenkai y Yajing, 2021).

Considerando la importancia de contar con instrumentos psicométricos adecuados que permitan la medición del crecimiento postraumático es que el objetivo principal de este estudio fue estudiar la estructura inter-

na del ICPT en el contexto de la pandemia por la COVID-19. Los resultados de este estudio apoyan otras investigaciones que han encontrado que los cinco factores planteados por los autores de la prueba (Tedeschi y Calhoun, 1996), y por otros investigadores (Cadell et al., 2015; Gargurevich, 2016; Henson et al., 2021; Jaarsma et al., 2006; Medeiros et al., 2017; Prati y Pietrantonio, 2013; Taku et al., 2008) representan la estructura de la escala, y también permiten comprender otros resultados que integran todos los ítems de la prueba en un solo factor general (Quezada-Berumen y González-Ramírez, 2020; Ramos-Vera et al., 2021).

La posibilidad de utilizar técnicas psicométricas más avanzadas como los análisis bifactoriales permite dilucidar la posibilidad de una estructura en la cual puedan coexistir cinco factores específicos (fortaleza personal, valoración de las relaciones interpersonales, nuevas posibilidades, apreciación por la vida, y crecimiento espiritual) y un factor general que puede denominarse Crecimiento Postraumático. Lo hallado es consistente con lo obtenido en la investigación de Konkoly et al., (2014), pero también en los resultados reportados en Ecuador por Arias et al., (2017).

Adicionalmente, se encuentra que la mayoría de ítems evidenciaron buen funcionamiento psicométrico, pues se obtuvieron cargas factoriales altas y significativas para el factor general de crecimiento postraumático y los factores específicos. Sin embargo, se encuentran cuatro ítems que presentan algunas dificultades al observar las cargas factoriales de estos en los factores específicos de la prueba. De manera específica, el ítem 11 (“Estoy capacitado para mejorar mi vida”) y el ítem 17 (“Tengo mayor probabilidad de intentar cambiar las cosas que necesitan cambios”) presentan dificultades (cargas muy poco o no significativas), en su factor específico llamado Nuevas posibilidades (NP). Este resultado es similar a lo hallado en el estudio de Konkoly et al. (2014). Una posible explicación para este mal funciona-

miento podría deberse a que estos ítems no estarían en realidad representando en esta muestra la particularidad de este factor específico, el cual implica la capacidad de la persona de desarrollar nuevos hábitos, intereses y actividades a partir de la experiencia adversa vivida. En este caso, los autores consideran que estos ítems serían indicadores más apropiados del factor Crecimiento postraumático global que del factor específico NP.

Por otro lado, en los modelos específicos para los grupos de comparación se encuentra que, los ítems 8 (“Me siento más cercana/o (allegada/o) a otras personas”) y 9 (“Puedo expresar mis emociones con mayor facilidad”) presentan problemas para aportar significativamente al factor Valoración de las relaciones interpersonales (RI) en el grupo de participantes con pérdida de un ser querido. En este sentido, es posible que estos ítems estén captando aspectos particulares de la experiencia de duelo en pandemia, pero no aspectos de crecimiento, pues esta se vivió en un contexto de aislamiento social, disminución en el acceso a las fuentes de soporte social y falta de oportunidades para realizar rituales de muerte (Eisma y Boelen, 2023). Todo ello hace evidente que estos ítems contribuyen al Crecimiento postraumático global (en ese grupo) más que al factor específico RI. Dado que se observaron altas cargas factoriales para el factor general y un adecuado funcionamiento a nivel de fiabilidad en todos los factores (e ítems), se consideró pertinente mantener todos estos ítems por motivos teóricos y prácticos (por la evidencia empírica encontrada en este estudio), pues permiten que se puedan realizar las comparaciones con otros estudios y se puedan realizar investigaciones teóricamente consistentes con el constructo y el ICPT.

Por otro lado, esta investigación ha revelado que el ICPT demuestra invarianza configural en los dos grupos estudiados: aquellos que han sufrido la pérdida (muerte) de un ser querido y aquellos que no han experimentado tal pérdida. Este hallazgo resulta fundamental, ya que la invarianza configural permite demostrar que el constructo psicológico estudiado se pueda comprender de la misma manera en diferentes grupos. Esto significa que, en este estudio, la estructura subyacente del crecimiento postraumático es comparable en estos dos grupos y esto permite que puedan llevarse a cabo las mismas inferencias teóricas en todos los participantes (Putnick y Bornstein, 2016).

Respecto a la invarianza métrica, solamente se logró obtener este tipo de invarianza en el factor RI, lo cual denota que las relaciones interpersonales son igualmente importantes en ambos grupos de personas. Esto, sumado a los resultados anteriores, indica que, si bien la estructura del constructo de crecimiento postraumático es comparable a los dos grupos, las relaciones específicas

entre las variables observadas y las variables latentes difieren entre ellos con la excepción de las relaciones interpersonales. Diversas investigaciones han demostrado el rol de variables interpersonales en el crecimiento psicológico y el bienestar después de una experiencia estresante o traumática (Calhoun et al., 2022; Gargurevich, 2016) y, en la presente investigación, resulta claro que la COVID-19 afectó el crecimiento de las relaciones interpersonales por igual en todos los participantes.

Finalmente, este estudio cuenta con algunas limitaciones. Entre ellas, se encuentra que la recolección de información fue a finales del tercer año de la pandemia. En este periodo de tiempo, el virus de la COVID-19 seguía evidenciando una alta capacidad de contagio, pero una letalidad más baja. En esa línea, no se evaluó el impacto que produjo en la severidad de la experiencia traumática, pues la mayoría de participantes que se contagiaron del virus presentaron síntomas que no requirieron mayores cuidados o internamiento como en los casos iniciales. Por otro lado, los que respondieron la encuesta se encontraban entre la adultez temprana y media. En ese sentido, no se recolectó información de adultos mayores, los cuales fueron el grupo de mayor vulnerabilidad durante la pandemia. En el futuro, sería importante recolectar información para evaluar las propiedades psicométricas de esta prueba en grupos de edad más amplios y también llevar a cabo un estudio exhaustivo de invarianza factorial con respecto al sexo de los participantes. Esto resulta necesario, dado que, en la presente investigación, esto no fue posible, ya que hubo más participantes mujeres que hombres.

En conclusión, se considera que el presente estudio logra comprobar la utilidad y valor psicométrico del ICPT en el contexto peruano, de forma que permite evaluar de manera rápida y eficaz indicadores importantes de salud mental como lo es el crecimiento postraumático y sus factores. No obstante, los resultados no deben ser generalizados a toda la población peruana, en tanto se trata de una muestra que agrupa mayoritariamente adultos tempranos y medios, y de sexo femenino. Por ello, no es representativa a nivel nacional.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Referencias

American Psychiatric Association, D. S. M. T. F., & American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders: DSM-5* (Vol. 5, No. 5). American Psychiatric Association.

- Arias, P. R. (2017). Propiedades Psicométricas del Inventario de Crecimiento Postraumático en Población Ecuatoriana. *Revista Evaluar*, 17(2), 67-80. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v17.n2.18722>
- Altinsoy, F., & Aypay, A. (2021). A post-traumatic growth model: Psychological hardiness, happiness-increasing strategies, and problem-focused coping. *Current Psychology*, 42, 1-13. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02466-0>
- Bridgland, V. M., Moeck, E. K., Green, D. M., Swain, T. L., Nayda, D. M., Matson, L. A., Hutchison, N., & Takarangi, M. K. (2021). Why the COVID-19 pandemic is a traumatic stressor. *PLoS One*, 16(1), 1-15. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0240146>
- Bonazza, F., Luridiana Battistini, C., Fior, G., Bergamelli, E., Wiedenmann, F., D'Agostino, A., ... & Lamiani, G. (2022). Recovering from COVID-19: Psychological sequelae and post-traumatic growth six months after discharge. *European Journal of Psychotraumatology*, 13(1), 1-9. <https://doi.org/10.1080/20008198.2022.2095133>
- Byrne, B. M. (2011). Addressing the issue of non-normality in SEM: A comparative overview of LISREL, EQS, AMOS, and Mplus. *Testing International*, 25, 8-10.
- Cadell, S., Suárez, E., & Hemsworth, D. (2015). Reliability and Validity of a French Version of the Posttraumatic Growth Inventory. *Open Journal of Medical Psychology*, 4(02), 53-65. <https://doi.org/10.4236/ojmp.2015.42006>
- Calhoun, C. D., Stone, K. J., Cobb, A. R., Patterson, M. W., Danielson, C. K., & Bendezú, J. (2022). The Role of Social Support in Coping with Psychological Trauma: An Integrated Biopsychosocial Model for Posttraumatic Stress Recovery. *Psychiatric Quarterly*, 93(4), 949-970. <https://doi.org/10.1007/s11126-022-10003-w>
- Casellas-Grau, A., Ochoa, C., & Ruini, C. (2017). Psychological and clinical correlates of posttraumatic growth in cancer: A systematic and critical review. *Psycho-Oncology*, 26(12), 2007-2018. <https://doi.org/10.1002/pon.4426>
- Campos, J., & Trentini, C. M. (2019). Análise Fatorial Confirmatória da Versão Brasileira do Inventário de Crecimiento Pós-Traumático. *Avaliação Psicológica. São Paulo.*, 18(1), 50-57. <http://dx.doi.org/10.15689/ap.2019.1801.14667.06>
- Cénat, J. M., Blais-Rochette, C., Kokou-Kpolou, C. K., Noorishad, P. G., Mukunzi, J. N., McIntee, S. E., Dalexis, R. D., Goulet, M. A., & Labelle, P. R. (2021). Prevalence of symptoms of depression, anxiety, insomnia, posttraumatic stress disorder, and psychological distress among populations affected by the COVID-19 pandemic: A systematic review and meta-analysis. *Psychiatry Research*, 295, 1-7. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113599>
- Chen, R., Sun, C., Chen, J. J., Jen, H. J., Kang, X. L., Kao, C. C., & Chou, K. R. (2021). A Large-Scale Survey on Trauma, Burnout, and Posttraumatic Growth among Nurses during the COVID-19 Pandemic. *International Journal of Mental Health Nursing*, 30(1), 102-116. <https://doi.org/10.1111/inm.12796>
- Cheng, C. H., Ho, S. M., & Rochelle, T. L. (2017). Examining the psychometric properties of the Chinese Post-Traumatic Growth Inventory for patients suffering from chronic diseases. *Journal of Health Psychology*, 22(7), 874-885. <https://doi.org/10.1177/1359105315617330>
- Collazo-Castañeira, P., Rodríguez-Rey, R., Garrido-Hernansaiz, H., & Collado, S. (2022). Prediction of post-traumatic growth in the face of the COVID-19 crisis based on resilience, post-traumatic stress and social participation: A longitudinal study. *Frontiers in Psychology*, 13, 1-14. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.985879>
- Davey, C., Heard, R., & Lennings, C. (2015). Development of the Arabic versions of the Impact of Events Scale-Revised and the Posttraumatic Growth Inventory to assess trauma and growth in Middle Eastern refugees in Australia. *Clinical Psychologist*, 19(3), 131-139. <https://doi.org/10.1111/cp.12043>
- De Roover, K., & Vermunt, J. K. (2019). On the Exploratory Road to Unraveling Factor Loading Non-invariance: A New Multigroup Rotation Approach. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 26(6), 905-923. <https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1590778>
- Dubuy, Y., Sébille, V., Bourdon, M., Hardouin, J. B., & Blanchin, M. (2022). Posttraumatic growth inventory: Challenges with its validation among French cancer patients. *BMC Medical Research Methodology*, 22(1), 1-18. <https://doi.org/10.1186/s12874-022-01722-6>
- Eisma M., & Boelen, PA. (2023). Commentary on: A Call to Action: Facing the Shadow Pandemic of Complicated Forms of Grief. *OMEGA—Journal of Death and Dying*, 87(1), 334-340. <https://doi.org/10.1177/00302228211016227>
- 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. *Ansiedad y Estrés*, 22(2-3), 97-103. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2016.06.002>
- Farooq, R. (2022). Heywood cases: Possible causes and solutions. *International Journal of Data Analysis Techniques and Strategies*, 14(1), 79-88. <https://doi.org/10.1504/IJDATS.2022.121506>
- García, F. E., Solar, F. C., 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), 143-151. <https://www.redalyc.org/pdf/2430/243033029007.pdf>
- Gargurevich, R. (2016). Need satisfaction and posttraumatic growth after trauma in Peru. Poster presentado en The 6th International Conference of Self-Determination Theory, Victoria, Canadá.
- Henson, C., Truchot, D., & Canevello, A. (2021). What promotes post traumatic growth? A systematic review. *European Journal of Trauma & Dissociation*, 5(4), 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.ejtd.2020.100195>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hyun, S., Wong, G. T. F., Levy-Carrick, N. C., Charamaman, L., Cozier, Y., Yip, T., & Liu, C. H. (2021). Psychosocial correlates of posttraumatic growth among US young adults during the COVID-19 pandemic. *Psychiatry Research*, 302, 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2021.114035>
- Jaarsma, T. A., Pool, G., Sanderman, R., & Ranchor, A. V. (2006). Psychometric properties of the Dutch version of the

- posttraumatic growth inventory among cancer patients. *Psycho-Oncology*, 15(10), 911-920. <https://doi.org/10.1002/pon.1026>
- Jayawickreme E., Infurna F., Alajak K., Blackie L., Chopik W., Chung J., Dorfman A., Fleeson W., Forgeard M., Frazier P., Furr R., Grossmann I., Heller AS, Lacey OM, Lucas RE, Luhmann M, Luong G, Meijer L, McLean K.,...Zonnenveld, R. (2021). Post-traumatic growth as positive personality change: Challenges, opportunities, and recommendations. *Journal of Personality*, 89(feb), 145-165. <https://doi.org/10.1111/jopy.12591>
- Jöreskog, K., y Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: Guía de referencia del usuario*. Scientific Software International.
- Kira, I. A., Shuwiekh, H. A., Ashby, J. S., Elwakeel, S. A., Alhuwailah, A., Sous, M. S. F., ... & Jamil, H. J. (2023). The Impact of COVID-19 Traumatic Stressors on Mental Health: Is COVID-19 a New Trauma Type. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 21, 51-70. <https://doi.org/10.1007/s11469-021-00577-0>
- Konkoly Thege, B., Kovács, É., & Balog, P. (2014). A bifactor model of the Posttraumatic Growth Inventory. *Health Psychology and Behavioral Medicine: An Open Access Journal*, 2(1), 529-540. <https://doi.org/10.1080/21642850.2014.905208>
- Klopp, E., & Klößner, S. (2023). Scaling Metric Measurement Invariance Models. *Methodology*, 19(3), 192-227. <https://doi.org/10.5964/meth.10177>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. Guilford publications.
- Lee, J. A., Luxton, D. D., Reger, G. M., & Gahm, G. A. (2010). Confirmatory factor analysis of the posttraumatic growth inventory with a sample of soldiers previously deployed in support of the Iraq and Afghanistan wars. *Journal of Clinical Psychology*, 66(7), 813-819. <https://doi.org/10.1002/jclp.20692>
- Leiva-Bianchi, M., & Araneda, A. (2015). Confirmatory Factor Analysis of the Post-Traumatic Growth Inventory After the Chilean Earthquake. *Journal of Loss and Trauma*, 20(4), 297-305. <https://doi.org/10.1080/15325024.2013.873223>
- Liu, N., Zhang, F., Wei, C., Jia, Y., Shang, Z., Sun, L., ... & Liu, W. (2020). Prevalence and predictors of PTSS during COVID-19 outbreak in China hardest-hit areas: Gender differences matter. *Psychiatry Research*, 287, 1-7. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112921>
- Long, L.J., Phillips, C.A., Glover, N. ... & Gallagher, M. (2021). A Meta-analytic Review of the Relationship Between Posttraumatic Growth, Anxiety, and Depression. *Journal of Happiness Studies*, 22, 3703-3728. <https://doi.org/10.1007/s10902-021-00370-9>
- Mack, J., Herrberg, M., Hetzel, A., Wallesch, C. W., Bengel, J., Schulz, M., ... & Schönberger, M. (2015). The factorial and discriminant validity of the German version of the Posttraumatic Growth Inventory in stroke patients. *Neuropsychological Rehabilitation*, 25(2), 216-232. <https://doi.org/10.1080/09602011.2014.918885>
- McNeish, D., & Wolf, M. G. (2023). Dynamic fit index cutoffs for confirmatory factor analysis models. *Psychological Methods*, 28(1), 61. <https://doi.org/10.1037/met0000425>
- Michael, C., & Cooper, M. (2013). Post-traumatic growth following bereavement: A systematic review of the literature. *Counselling Psychology Review*, 28(4), 18-33. <https://doi.org/10.53841/bpspr.2013.28.4.18>
- Medeiros, E. D. D., Couto, R. N., Fonsêca, P. N. D., Silva, P. G. N. D., & Medeiros, P. C. B. D. (2017). Posttraumatic Growth Inventory (PTGI): Adaptação e Validade Fatorial no Nordeste Brasileiro. *Psico-USF*, 22, 449-460. <https://doi.org/10.1590/1413-82712017220306>
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543. <https://doi.org/10.1007/BF02294825>
- Northfield, E.-L., & Johnston, K. L. (2022). "I Get by With a Little Help From My Friends": Posttraumatic Growth in the COVID-19 Pandemic. *Traumatology*, 28(1), 195-201. <https://doi.org/10.1037/trm0000321>
- Ondé, D., y Alvarado, J. (2022). Contribución de los Modelos Factoriales Confirmatorios a la Evaluación de Estructura Interna desde la Perspectiva de la Validez. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 66(5), 5-21. <https://doi.org/10.21865/RIDEP66.5.01>
- Özgüç, S., Tanrıverdi, D., Güner, M., & Kaplan, S. N. (2022). The examination of stress symptoms and posttraumatic growth in the patients diagnosed with Covid-19. *Intensive and Critical Care Nursing*, 73, 103274. <https://doi.org/10.1016/j.iccn.2022.103274>
- Pajón, L., Greco, A. M., Pereda, N., & Gallardo-Pujol, D. (2020). Factor structure of the Posttraumatic Growth Inventory in a Spanish sample of adult victims of interpersonal violence in childhood. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 25(2), 101-110. <https://doi.org/10.5944/rppc.26017>
- Palmer, G. A., Graca, J. J., & Occhietti, K. E. (2012). Confirmatory Factor Analysis of the Posttraumatic Growth Inventory in a Veteran Sample with Posttraumatic Stress Disorder. *Journal of Loss and Trauma*, 17(6), 545-556. <https://doi.org/10.1080/15325024.2012.678779>
- Penagos-Corzo, J. C., Tolamatl, C. R., Espinosa, A., Lorenzo Ruiz, A., & Pintado, S. (2020). Psychometric Properties of the PTGI and Resilience in Earthquake Survivors in Mexico. *Journal of Loss and Trauma*, 25(4), 364-384. <https://doi.org/10.1080/15325024.2019.1692512>
- Prati, G., & Pietrantonio, L. (2009). Optimism, Social Support, and Coping Strategies as Factors Contributing to Posttraumatic Growth: A Meta-Analysis. *Journal of Loss and Trauma*, 14(5), 364-388. <https://doi.org/10.1080/15325020902724271>
- Prieto-Ursúa, M., & Jódar, R. (2020). Finding Meaning in Hell. The Role of Meaning, Religiosity and Spirituality in Posttraumatic Growth During the Coronavirus Crisis in Spain. *Frontiers in Psychology*, 11, 1-8. doi.org/10.3389/fpsyg.2020.567836
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Qiu, D., Li, Y., Li, L., He, J., Ouyang, F., & Xiao, S. (2021). Prevalence of post-traumatic stress symptoms among people influenced by coronavirus disease 2019 outbreak: A meta-analysis. *European Psychiatry*, 64(1), 1-15. <https://doi.org/10.1192/j.eurpsy.2021.24>
- Quezada-Berumen, L., y González-Ramírez, M. T. (2020). Propiedades psicométricas del inventario de crecimiento postraumático en población mexicana. *Acción Psicológica*, 17(1), 13-28. <https://doi.org/10.5944/ap.17.1.25736>

- Ramos-Vera, C., Ramírez, Y. B., Rojas, E. R., Serpa-Barrientos, A., y García, F. E. (2021). Evidencias psicométricas mediante SEM y análisis de red del “Inventario de crecimiento postraumático” en adolescentes peruanos. *Psicología Conductual*, 29(2), 417-436. <https://doi.org/10.51668/bp.8321212s>
- Rauch, W. A., Schweizer, K., & Moosbrugger, H. (2007). Method effects due to social desirability as a parsimonious explanation of the deviation from unidimensionality in LOT-R scores. *Personality and Individual Differences*, 42(8), 1597-1607. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.10.035>
- Riquelme Lobos, P. A., y Raipán Gómez, P. M. A. (2021). Resiliencia y factores sociodemográficos involucrados en la presencia de sintomatología depresiva, ansiosa y de estrés en población adulta chilena durante la pandemia de COVID-19. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 26(3), 191-201. <https://doi.org/10.5944/rppc.27910>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Sandín, B. (2022). Influencia de la pandemia de la COVID-19 sobre la salud mental en población adulta. En F. F. Tezanos (Ed.), *Cambios sociales en tiempos de pandemia* (pp. 923-951). Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS).
- Sandín, B., Valiente, R. M., García-Escalera, J., y Chorot, P. (2020). Impacto psicológico de la pandemia de COVID-19: Efectos negativos y positivos en población española asociados al periodo de confinamiento nacional. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 25(1), 1-22. <https://doi.org/10.5944/rppc.27569>
- Siqveland, J., Nygaard, E., Hussain, A., Tedeschi, R. G., & Heir, T. (2015). Posttraumatic growth, depression and posttraumatic stress in relation to quality of life in tsunami survivors: A longitudinal study. *Health and Quality of Life Outcomes*, 13(1), 1-8. <https://doi.org/10.1186/s12955-014-0202-4>
- Taku, K., Cann, A., Calhoun, L. G., & Tedeschi, R. G. (2008). The factor structure of the Posttraumatic Growth Inventory: A comparison of five models using confirmatory factor analysis. *Journal of Traumatic Stress*, 21, 158-164. <https://doi.org/10.1002/jts.20305>
- Tedeschi, R. G., & 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/10.1002/jts.2490090305>
- Tedeschi, R. G., & Calhoun, L. G. (2004). Posttraumatic Growth: Conceptual Foundations and Empirical Evidence. *Psychological Inquiry*, 15(1), 1-18. https://doi.org/10.1207/s15327965pli1501_01
- Weiss, T., & Berger, R. (2006) Reliability and Validity of a Spanish Version of the Posttraumatic Growth Inventory. *Research on Social Work Practice*, 16(2), 191-199. <https://doi.org/10.1177/1049731505281374>
- Yan, S., Yang, J., Ye, M., Chen, S., Xie, C., Huang, J., & Liu, H. (2021). Post-traumatic Growth and Related Influencing Factors in Discharged COVID-19 Patients: A Cross-Sectional Study. *Frontiers in Psychology*, 12, 1-9. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.658307>
- Zhengkai, N., & Yajing, S. (2021). COVID-19 Patient Psychological Pain Factors. *Frontiers in Psychology*, 12, 1-11. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.649895> <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpsyg.2021.649895/full>