

Original

Escala de Estrés Percibido: análisis psicométrico desde la TCT y la TRI

Cecilia Reyna*, Débora Jeanette Mola y Pablo Sebastián Correa



Instituto de Investigaciones Psicológicas, Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (IIPSI-CONICET), Universidad Nacional de Córdoba, Córdoba, Argentina

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 6 de diciembre de 2018

Aceptado el 9 de abril de 2019

On-line el 23 de julio de 2019

Palabras clave:

Estrés percibido

Análisis factorial confirmatorio

Confiabilidad

Teoría de respuesta al ítem

Modelo de respuesta graduada

RESUMEN

Introducción y objetivos: La Escala de Estrés Percibido de Cohen et al. (1983) es una de las más empleadas para medir el estrés. Sus propiedades psicométricas se han estudiado con muestras de diferentes países, aunque no hay total acuerdo sobre su dimensionalidad. Además, son escasos los estudios que emplean la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI). A partir de la necesidad de obtener evidencia sobre las propiedades psicométricas de la escala (versión extensa y breve) en nuestro contexto, analizamos la validez estructural y la precisión de las medidas desde la Teoría Clásica de los Tests (TCT) y la TRI en una muestra de ciudadanos de Córdoba, Argentina.

Material y métodos: Participaron 279 personas ($M=36.61$ años, $DS=13.97$). Se empleó la versión en español de la Escala de Estrés Percibido.

Resultados: El análisis factorial confirmatorio evidenció que el modelo de dos factores correlacionados y el modelo bifactorial mostraban ajustes globales adecuados en las dos versiones, aunque en el bifactorial algunos ítems mostraron cargas no significativas. El análisis de consistencia interna evidenció índices adecuados en ambas versiones. Los resultados derivados de la TRI indican que los ítems de las dos dimensiones de la escala se ajustan adecuadamente a un modelo de respuesta graduada, los parámetros estimados muestran que los ítems estiman un amplio rango de valores de los rasgos latentes y que discriminan entre personas con distintos niveles de rasgo. A su vez, se observaron elevadas correlaciones entre los estadísticos derivados de la TCT y la TRI.

Conclusiones: La evidencia obtenida convierte a la escala en un instrumento útil y confiable para ser utilizada en nuestro contexto.

© 2019 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Perceived Stress Scale: Psychometric analysis from CTT and IRT

ABSTRACT

Introduction and objectives: The Perceived Stress Scale (Cohen et al., 1983) (PSS) is one of the scales most frequently used to measure stress. Its psychometric properties have been studied with samples from different countries, although there is no complete agreement on its dimensionality. In addition, few studies have used IRT. Taking into account the need to obtain evidence on the psychometric properties of the scale (extended and short version) in our context, we analyzed the structural validity and precision of the measurements from CTT and IRT in a sample of citizens from Córdoba, Argentina.

Materials and method: Participated 279 citizens ($n=279$, $M=36.61$ years old, $SD=13.97$). The Spanish version of the Perceived Stress Scales was used.

Keywords:

Perceived stress

Confirmatory factor analysis

Item response theory

Graded response model

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: ceciliareyna@gmail.com (C. Reyna).

Results: Confirmatory factor analysis showed that the model of two correlated factors and the bifactor model showed adequate global adjustments in both versions of the PSS, although in the second one some items showed non-significant loads. The analysis of internal consistency showed adequate indexes in both versions. The results derived from the IRT indicate that the items of the two dimensions of the scale fit appropriately to a graduated response model, the estimated parameters show that the items estimate a wide range of values of the latent traits and that they discriminate between people with different levels of trait. In turn, high correlations between statistical derived from CTT and IRT were observed.

Conclusions: The evidence obtained makes the scale a useful and reliable instrument to be used in our context.

© 2019 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Introducción

El estrés ha sido conceptualizado como el grado en que una situación puede ser valorada como incontrolable, impredecible y agobiante (Baik et al., 2019; Cohen, Kamark y Mermelstein, 1983; Nielsen et al., 2016). Incluso se ha definido como una respuesta ante una situación temida (Barbosa-Leiker et al., 2012) que sobrepasa los recursos de afrontamiento de una persona (González Ramírez y Landero Hernández, 2007) e impacta de forma negativa sobre la salud (Cázares de León y Moral de la Rubia, 2016) poniendo en funcionamiento procesos de regulación (Faro, 2015).

Uno de los cuestionarios más utilizadas para evaluar el estrés es la Escala de Estrés Percibido (*Perceived Stress Scale* [PSS]), propuesta por Cohen et al. (1983). La PSS cuenta con varias versiones, entre las que destacan la versión original, compuesta por 14 ítems (PSS-14), y una versión reducida de 10 ítems (PSS-10). Algunos estudios han encontrado que la versión de 10 ítems posee mejores propiedades psicométricas en comparación con la versión de 14 ítems debido a que la versión extensa contiene 4 ítems que poseen escasa carga factorial (p.ej., Klein et al., 2016; Nordin y Nordin, 2013; Taylor, 2015). Además, existe evidencia que indica que la PSS-10 ha sido usada ampliamente en contextos de investigación clínica y epidemiológica (p.ej., Baik et al., 2019). Su uso extensivo en distintas regiones del globo ha dado lugar a traducciones de la escala en distintos idiomas (p.ej., inglés, español, portugués). A su vez, sus propiedades psicométricas (tanto de la PSS-14 y como de la PSS-10) se han estudiado con muestras de diferentes países (p.ej., Estados Unidos, España, Dinamarca, Turquía, Colombia y Brasil). Sin embargo, la confiabilidad y la validez de esta escala no han sido analizadas con muestras de argentinas.

En cuanto a evidencias de validez estructural de la PSS-14, los resultados son dispares. Los autores de la escala original, entre otros, han observado una estructura unidimensional (p.ej., Cohen y Williamson, 1988; Mitchell, Crane y Kim, 2008). No obstante, prima la evidencia de una estructura de dos dimensiones correlacionadas (p.ej., Eklund, Bäckström y Tuveesson, 2014; González Ramírez y Landero Hernández, 2007). Una dimensión comprende ítems referidos al estrés percibido o la incapacidad para manejarlo, mientras que la otra dimensión agrupa ítems referidos a la capacidad de afrontamiento y resiliencia ante el estrés; estos últimos se invierten para generar una puntuación total de estrés autopercibido. Vale señalar que hay diferencias entre los estudios que han hallado un ajuste adecuado de la PSS-14 a una estructura de dos dimensiones correlacionadas. Por ejemplo, Eklund et al. (2014) encontraron que la estructura de la escala presenta buenos índices de ajuste eliminando el ítem 12, mientras que González Ramírez y Landero Hernández (2007) observaron que modificando la redacción del ítem 12 la escala presenta un adecuado ajuste. Ahora bien, algunos autores señalan que el hecho de que las dimensiones se correspondan con la forma en que están escritos los ítems (estrés negativo vs. estrés positivo) lleva a cuestionar la existencia de dos dimensiones, esto es, puede que la redacción de los ítems tenga mayor

incidencia en la evidencia estructural que el constructo de estrés percibido en sí (p.ej., González Ramírez y Landero Hernández, 2007). Así, en contextos tanto clínicos como de investigación es más frecuente el uso de una puntuación total de estrés (Perera et al., 2017).

Con respecto a la versión PSS-10, también hay resultados disímiles. Prima la estructura de dos dimensiones, correlacionadas (p.ej., Manzar et al., 2019; Taylor, 2015) o no correlacionadas (p.ej., Klein et al., 2016). Los estudios que han identificado una estructura de dos dimensiones han arribado a ello empleando los mismos 10 ítems y sin necesidad de eliminar ítems. Además, algunos investigadores también han examinado modelos bifactoriales (Denovan, Dagnall, Dhingra y Grogan, 2019; Lee y Jeon, 2019; Michaelides, Christodoulou, Kkeli, Karekla y Panayiotou, 2016; Perera et al., 2017). Por ejemplo, Perera et al. (2017) observaron que en un factor general de estrés percibido cargaron los 10 ítems, mientras que en un factor específico cargaron los 4 ítems escritos en negativo. En cambio, Denovan et al. (2019) y Lee y Jeon, 2019 hallaron un factor general donde cargaron los 10 ítems y dos factores específicos. Los estudios mencionados han encontrado una estructura bifactorial con muestras de distintos países (Austria, Reino Unido y Corea) empleando la misma versión de la PSS-10. Tanto en la versión PSS-14 como PSS-10 se han empleado métodos exploratorios (análisis de componentes principales o análisis factorial exploratorio) o confirmatorios para obtener evidencia de la validez interna y diversos métodos de estimación (principalmente máxima verosimilitud), lo cual dificulta la comparación de la evidencia reportada. Así, en este estudio nos proponemos analizar distintos modelos teóricos de las versiones extensa y breve de la PSS.

Respecto a la consistencia interna de la PSS-14 y de la PSS-10, la escala parece contar con evidencia aceptable. En general, los estudios recurren al uso del coeficiente alfa de Cronbach, reportando valores entre .74 y .91 para la escala total, en sus dos versiones (p.ej., Benítez, d'Anello y Noel, 2013; Faro, 2015; Jiang et al., 2017; Maroufizadeh et al., 2018; Perera et al., 2017). Algunos estudios también han empleado el coeficiente alfa de Cronbach para evaluar la consistencia interna de las subescalas de la PSS-10 (p.ej., Baik et al., 2019). Excepcionalmente, algunos autores (Campo-Arias, Oviedo y Herazo, 2014; Manzar et al., 2019) han empleado el coeficiente omega de McDonald, hallando valores entre .68 y .80 para la PSS-10.

La mayoría de los estudios previos han recurrido a la Teoría Clásica de los Test (TCT) para investigar las propiedades psicométricas de la PSS (Lee, 2012). No obstante, la TCT presenta algunas limitaciones, como la invarianza de las mediciones respecto al instrumento utilizado y la invarianza de las propiedades de los tests en relación con la muestra utilizada (Muñiz, 2010). En cambio, la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) considera la respuesta de los sujetos en cada uno de los ítems y proporciona estadísticos para los ítems, independientes de la muestra e independientes del conjunto de ítems administrado (Barbero, Prieto, Suárez y Costas, 2001). Debido

a esto, desde hace unos años se recomienda utilizar la TRI para complementar los análisis realizados a través de la TCT (p.ej., Iraurgi, Lozano, González y Trujols, 2008).

Algunos autores han avanzado en el estudio de las propiedades de la PSS-10 utilizando distintos modelos de TRI. Taylor (2015) aplicó un modelo de respuesta graduada y observó que los datos se ajustan al modelo de dos dimensiones (positiva y negativa). Respecto a los parámetros de los ítems, encontró que las dos dimensiones estiman un amplio rango de valores de los rasgos latentes y discriminan entre los encuestados con diferentes niveles del rasgo latente. En tanto que Nielsen et al. (2016) aplicaron la versión multinomial del modelo de Rasch, específicamente el modelo de crédito parcial no restringido. Los autores encontraron que los datos no se ajustaron al modelo unidimensional, incluso cuando se realizaron modificaciones como eliminación de ítems, exclusión de personas con respuestas extremas y recategorización de las respuestas. Los principales problemas se focalizaron en los ítems redactados positivamente, específicamente en el ítem 4. El análisis factorial confirmatorio (AFC) y posteriores análisis de dimensionalidad de Rasch indicaron la existencia de dos dimensiones. Considerando la bidimensionalidad de la escala, repitieron el análisis de Rasch para las dos dimensiones y encontraron que los datos tampoco se ajustaron al modelo. Cabe señalar que los autores no evaluaron el funcionamiento diferencial de los ítems ni la dependencia local. Mientras que Medvedev et al. (2017) aplicaron el modelo de crédito parcial y observaron un mejor ajuste al utilizar parcelas de ítems que presentaban dependencia local, específicamente las siguientes parcelas: capacidad de afrontamiento (ítems 4, 5, 7 y 8), control sobre eventos externos (ítems 1, 2 y 9) y percepción de impotencia (ítems 3, 6 y 10). Según nuestro conocimiento, a la fecha no existen estudios que analicen las propiedades psicométricas de la PSS-14 desde la TRI y menos aún que analicen las relaciones entre las estimaciones de los parámetros de la TCT y la TRI.

A partir de la necesidad de obtener evidencia sobre las propiedades psicométricas de la PSS-14 y de la PSS-10 en población cordobesa, en este trabajo se analizó la validez estructural y se examinó la precisión de las medidas desde la TCT y la TRI en una muestra de ciudadanos de Córdoba, Argentina. Además, avanzamos en la comparación de estadísticos derivados de la TCT y TRI.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 279 personas de 18 a 65 años de la ciudad de Córdoba ($M = 36.61$, $DS = 13.97$) de ambos sexos (49.8% varones y 50.2% mujeres). Se utilizó un muestreo polietápico: en una primera etapa se seleccionaron de manera aleatoria fracciones censales y, dentro de cada una, radios censales (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos [INDEC], 2010); luego se definieron de manera aleatoria las manzanas en las cuales encuestar dentro de cada radio; en todas las manzanas se siguió un procedimiento sistemático para la selección de los hogares, y en cada hogar se encuestó a una persona dentro del rango etario bajo estudio procurando alcanzar un 50% de cada sexo. El nivel de confianza fue del 95.5%, con $\pm 6\%$ de margen de error. El nivel socioeconómico de los participantes fue: 17.8% marginal y bajo inferior, 23.6% bajo superior, 23.6% medio bajo, 21.5% medio, 13.5% medio alto y alto.

Instrumentos

Escala de estrés percibido (Cohen et al., 1983). Se utilizó una versión traducida al español del instrumento original (Remor, 2006). La escala comprende 14 ítems que permiten medir en qué medida se evalúan como estresantes distintas situaciones de la vida. Los

ítems de la escala se puntúan en una escala tipo Likert de 5 puntos (0 = nunca, 4 = muy frecuentemente). Los ítems 1, 2, 3, 8, 11, 12 y 14 se refieren a estrés percibido, mientras que los ítems 4, 5, 6, 7, 9, 10 y 13 se refieren a afrontamiento del estrés percibido. La puntuación de estos últimos ítems se invierte para arrojar una puntuación total. La puntuación directa indica que a mayor puntuación corresponde mayor nivel de estrés percibido. Se realizaron pequeños ajustes en los ítems 7, 10, 11, 12 y 13 en pos de mejorar la comprensión de los mismos al contexto local.

Cuestionario de datos sociodemográficos. Se recabó información sobre edad, sexo y variables indicadoras del nivel socioeconómico: nivel educativo, tipo de ocupación, relación entre la cantidad de aportantes del hogar y la cantidad de habitantes (Comisión de Enlace Institucional, AAM-SAIMO-CEIM, 2006).

Procedimiento

La recolección de datos estuvo a cargo de encuestadores previamente entrenados por una de las investigadoras. Los encuestadores contactaron a las personas en sus hogares y les aplicaron los cuestionarios.

Análisis de datos

Primero se realizó un análisis de casos y variables. Se consideraron casos atípicos univariados como aquellos que presentaban valores $Z > \pm 3.29$ y atípicos multivariados a un nivel $p < .001$ (Tabachnick y Fidell, 2007). Valores de asimetría y curtosis en el rango ± 1 se consideraron excelentes, y en el rango ± 1.5 fueron aceptables (George y Mallery, 2001).

Segundo, se evaluó de manera confirmatoria la estructura subyacente para la PSS-14 y la PSS-10. Se utilizó el método de estimación de media de mínimos cuadrados ponderados y varianza ajustada, método robusto que ajusta mejor datos de naturaleza ordinal. Se consideraron distintos indicadores (siguiendo a Hu y Bentler, 1999, entre paréntesis se muestran los valores que indican un buen ajuste): χ^2 , índice de Tucker-Lewis (TLI $> .95$) e índice de ajuste comparativo (CFI $> .95$), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA $< .05$). Para cada versión de la escala se evaluaron los siguientes modelos: a) un factor; b) dos factores correlacionados: el primer factor contiene ítems referidos a estrés percibido, mientras que el segundo factor comprende ítems que hacen referencia a afrontamiento del estrés percibido; c) dos factores no correlacionados, comprendiendo los mismos ítems que en el modelo b, y d) bifactorial: semejante al modelo c pero, además, todo los ítems cargan sobre un factor común. En cada versión de la escala se interpretaron los coeficientes de regresión estandarizados del modelo que presentó un mejor ajuste. Adicionalmente, se condujeron análisis con el método de estimación de máxima verosimilitud. De estos resultados solo se exponen los índices de ajuste globales en formato de tabla, dejándolos a disposición para quienes pretendan comparar resultados con estudios precedentes, donde el método más utilizado fue ML.

Tercero, se analizó la correlación ítem-total y la consistencia interna a través del coeficiente alfa de Cronbach (Cronbach, 1951). Adicionalmente, se computó el coeficiente omega de McDonald, el cual ofrece una estimación con mayor precisión que el alfa de Cronbach (McDonald, 1970).

Cuarto, se condujeron análisis en el marco de la TRI para la versión PSS-14 y PSS-10. Teniendo en cuenta el formato de respuesta de los ítems y la extensión de la escala se empleó un modelo de respuesta graduada (*Graded Response Model* [GRM], De Ayala, 2009; Wang y Chen, 2005). Específicamente, se empleó el GRM de Samejima (1969) implementado en el software IRTPRO 4.2. Se consideraron dos supuestos básicos: unidimensionalidad e independencia local. Para el primero se tuvieron en cuenta los

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de los ítems de la Escala de Estrés Percibido

	Media	DS	Asimetría	Curtosis
1. En el último mes, ¿con qué frecuencia ha estado afectado por algo que ocurrió inesperadamente?	2.90	1.26	.08	-.96
2. En el último mes, ¿con qué frecuencia se ha sentido incapaz de controlar las cosas importantes en su vida?	2.75	1.17	.20	-.70
3. En el último mes, ¿con qué frecuencia se ha sentido nervioso o estresado?	3.49	1.13	-.40	-.60
4.R En el último mes, ¿con qué frecuencia ha manejado con éxito los pequeños problemas irritantes de la vida?	2.20	.78	.46	.71
5.R En el último mes, ¿con qué frecuencia ha sentido que ha afrontado efectivamente los cambios importantes que han estado ocurriendo en su vida?	2.34	.94	.52	.30
6.R En el último mes, ¿con qué frecuencia ha estado seguro sobre su capacidad para manejar sus problemas personales?	2.20	.86	.66	.77
7.R En el último mes, ¿con qué frecuencia ha sentido que las cosas le salen bien?	2.39	.89	.35	.13
8. En el último mes, ¿con qué frecuencia ha sentido que no podía afrontar todas las cosas que tenía que hacer?	2.95	1.04	.21	-.44
9.R En el último mes, ¿con qué frecuencia ha podido controlar las dificultades de su vida?	2.33	.81	.68	.81
10.R En el último mes, ¿con que frecuencia ha sentido que tenía todo bajo control?	2.85	1.01	.32	-.12
11. En el último mes, ¿con qué frecuencia ha estado enojado o molesto porque las cosas que le ocurrieron estaban fuera de su control?	3.15	1.09	-.09	-.53
12. En el último mes, ¿con qué frecuencia ha pensado sobre las cosas que le quedan por hacer?	4.00	.98	-1.03	.83
13.R En el último mes, ¿con qué frecuencia ha podido controlar su tiempo?	2.52	1.02	.39	-.33
14. En el último mes, ¿con qué frecuencia ha sentido que las dificultades se acumulan tanto que no puede superarlas?	2.69	1.17	.33	-.63

R: puntuación inversa.

resultados de los análisis factoriales confirmatorios, mientras que para el segundo se consideró el estadístico estandarizado χ^2 de dependencia local para cada par de ítems (LD, [Chen y Thissen, 1997](#)) que brinda el software utilizado; valores < 10 indican problemas de dependencia. También se evaluó el ajuste de cada ítem a través del estadístico S-X2 ([Orlando y Thissen, 2000](#)), que evalúa el grado de similitud entre las frecuencias de respuestas predichas por el modelo y las empíricas; valores estadísticamente significativos indican que el modelo no ajuste determinado ítem. En este caso se empleó un nivel del 1% ([Stone y Zhang, 2003](#)). Posteriormente se evaluaron los parámetros de discriminación y dificultad de los ítems. También se analizaron la función de información de los ítems y del test de cada modelo.

Por último, se analizaron las relaciones entre los estadísticos obtenidos con la aplicación de modelos de la TCT y de la TRI, para lo cual se siguieron los procedimientos empleados por [Barbero et al. \(2001\)](#). Concretamente, se realizaron análisis de correlación entre los siguientes valores o estadísticos: puntaje bruto y valores theta, promedio de cada ítem y parámetros *b*, y correlación ítem-total corregida e índice de discriminación *a*.

Los análisis en el marco de la TCT y los análisis de comparación fueron conducidos con los programas estadísticos SPSS 20 (IBM SPSS), MPlus 7 ([Muthén y Muthén, 1998-2011](#)) y R 3.5.1 ([R Development Core Team, 2018](#)), mientras que los correspondientes a la TRI se realizaron con el programa IRTPRO 4.2, empleándose como soporte Microsoft Excel 2010.

Aspectos éticos

A lo largo de toda la investigación se siguieron los lineamientos éticos para la investigación con humanos recomendados por la Asociación Psicológica Americana ([APA, 2010](#)) y los aspectos éticos considerados en la legislación local ([Código de Ética de la Federación de Psicólogos, 2013](#)). Los participantes brindaron su consentimiento informado de manera oral, tras recibir información sobre las condiciones de anonimato, confidencialidad y voluntariedad de la participación. A su vez, dispusieron de una cuenta de

correo electrónico y teléfono de contacto de la principal responsable de la investigación para evacuar cualquier duda o inquietud que tuvieran.

Resultados

Análisis descriptivo

Ninguna variable presentó más del 5% de casos perdidos, en tanto que 10 casos tuvieron un valor ausente y un caso dos valores ausentes. La prueba de MCAR de Little arrojó un valor de $\chi^2 = 70.710$, $gl = 64$, $p = .264$. En base a ello, se optó por reemplazar los valores ausentes por la moda. Como se aprecia en la [Tabla 1](#), casi todas las variables presentaron valores excelentes de asimetría y curtosis.

Evidencia de validez estructural

Versión PSS-14

Los modelos de dos factores correlacionados y bifactorial presentaron ajustes aceptables. En el modelo b los ítems presentaron cargas factoriales superiores a .40, menos el ítem 12 (.258), y la correlación entre los factores fue igual a .54 ([Fig. 1A](#)), en tanto que en el modelo d, si bien la mayoría de los ítems presentaron cargas superiores a .40 y estadísticamente significativas, algunos ítems mostraron cargas no significativas o muy bajas (factor B: ítems 7, 10, 13; factor común: ítems 1 y 12) ([Fig. 1B](#)).

Versión PSS-10

Semejantes resultados se obtuvieron con la versión reducida de la escala ([Tabla 2](#)). Los modelos b y d mostraron índices de ajuste globales aceptables. Al inspeccionar los coeficientes de regresión estandarizados del modelo b, se observa que todos los ítems presentan cargas significativas superiores a .40, y la correlación entre los factores es igual a .628 ([Fig. 1C](#)), mientras que en el modelo d, bifactorial, algunos ítems del factor A mostraron cargas no significativas o muy bajas (ítems 3, 8, 11 y 14) ([Fig. 1D](#)).

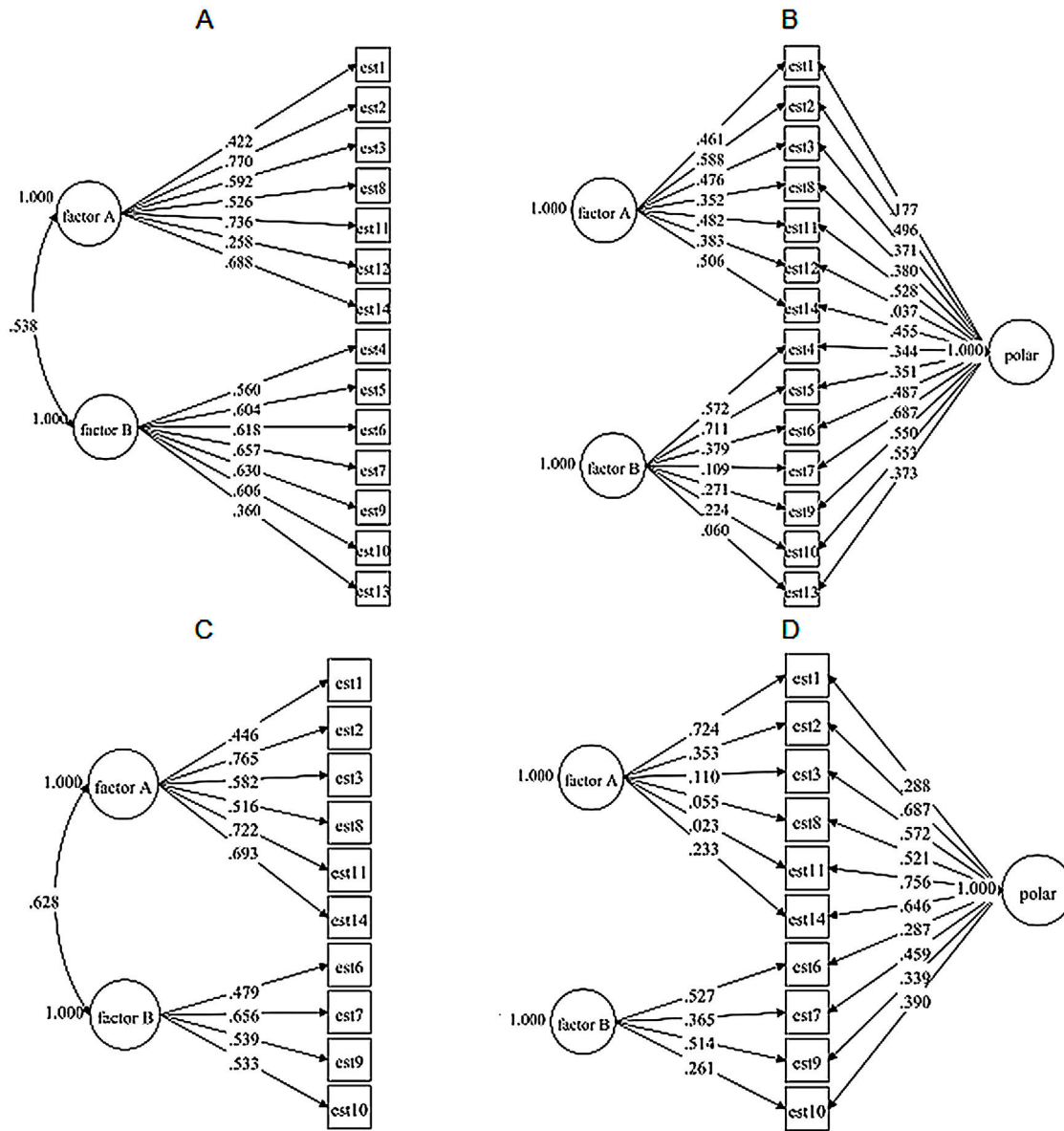


Figura 1. Modelos factoriales que ofrecieron un mejor ajuste en el análisis confirmatorio de la PSS-14 (A y B) y PSS-10 (C y D).

Tabla 2
Índices de ajuste de distintos modelos para la PSS-14 y PSS-10 utilizando WLSMV y ML

Modelo	χ^2	gl	p	CFI	TLI	RMSEA (IC 90%)
<i>Estimador WLSMV</i>						
PSS-14 – 1 factor	419.621	77	<.000	.767	.724	.127 (.115-.139)
PSS-14 – 2 factores correlacionados	200.391	76	<.000	.915	.899	.077 (.064-.090)
PSS-14 – 2 factores no correlacionados	523.662	77	<.000	.696	.641	.145 (.133-.157)
PSS-14 – bifactorial	137.253	63	<.000	.949	.927	.065 (.050-.080)
PSS-10 – 1 factor	152.476	35	<.000	.860	.819	.110 (.093-.128)
PSS-10 – 2 factores correlacionados	83.575	34	<.000	.941	.922	.073 (.053-.092)
PSS-10 – 2 factores no correlacionados	308.659	35	<.000	.653	.579	.168 (.151-.185)
PSS-10 – bifactorial	53.890	25	<.000	.965	.938	.065 (.041-.088)
<i>Estimador ML</i>						
PSS-14 – 1 factor	278.769	77	<.000	.731	.682	.097 (.085-.110)
PSS-14 – 2 factores correlacionados	148.619	76	<.000	.903	.884	.059 (.045-.073)
PSS-14 – 2 factores no correlacionados	196.973	77	<.000	.840	.811	.075 (.062-.088)
PSS-14 – bifactorial	108.210	63	<.000	.940	.913	.051 (.034-.067)
PSS-10 – 1 factor	120.359	35	<.000	.845	.801	.094 (.076-.112)
PSS-10 – 2 factores correlacionados	69.760	34	<.000	.935	.914	.062 (.041-.082)
PSS-10 – 2 factores no correlacionados	130.339	35	<.000	.827	.778	.099 (.081-.118)
PSS-10 – bifactorial	47.098	25	<.000	.960	.928	.056 (.031-.081)

Tabla 3
Coeficientes de confiabilidad para la PSS-14 y PSS-10

	Alfa de Cronbach	Omega de McDonald
<i>PSS-14</i>		
Full	.788	.798
Dimensión A	.746	.759
Dimensión B	.727	.731
<i>PSS-10</i>		
Full	.789	.798
Dimensión A	.762	.768
Dimensión B	.656	.657

Evidencia de consistencia interna

Versión PSS-14

Como se aprecia en la [Tabla 3](#), los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald fueron muy semejantes y superiores a .70 tanto para la escala total como para cada una de las dimensiones.

Con respecto a la correlación ítem-total corregida, al considerar cada dimensión se observaron valores superiores a .30, a excepción de los ítems 12 y 13 de los factores 1 y 2, respectivamente. Al considerar todos los ítems, se observó mayor cantidad de ítems con valores inferiores a .30 de correlación ítem-total corregida; concretamente los ítems 1, 12 y 13 ([Tabla 4](#)).

Versión PSS-10

Tal como se observa en la [Tabla 3](#), los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald fueron superiores a .70 para la dimensión A y la escala total, pero un tanto menor (.66) para la dimensión B, que contenía 4 ítems.

En cuanto a la correlación ítem-total corregida, en todos los casos los valores fueron superiores a .30 ([Tabla 4](#)).

Teoría de Respuesta al Ítem

Teniendo en cuenta los resultados de los AFC, tanto para la versión PSS-14 como para la PSS-10 se evaluaron las dimensiones de estrés negativo (A) y de estrés positivo (B) por separado. Los valores del estadístico LD estuvieron en un rango aceptable, lo cual indica que no hay problemas de dependencia. Como se aprecia en la [Tabla 5](#), los valores del estadístico $S-\chi^2$ indican un ajuste adecuado para la mayoría de los ítems, siendo la excepción el ítem 12 (PSS-14, dimensión A).

Los parámetros estimados para cada modelo se presentan en la [Tabla 6](#). En la PSS-14, los parámetros de discriminación de los ítems de las dimensiones A y B fueron, en gran parte, superiores a 1. La excepción son los ítems 1 ($a = .97$) y 12 ($a = .56$) de la dimensión A, y el ítem 13 de la dimensión B ($a = .61$). En la versión PSS-10, todos los ítems de cada dimensión mostraron valores superiores a 1 en el parámetro de discriminación, a excepción del ítem 1 ($a = .99$). En cuanto al nivel de dificultad, los valores cubren un amplio rango del continuo -3 (categorías más bajas) a $+3$ (categorías más altas), aunque algunos valores se encuentran por fuera de ese rango (resultado en **negrita** en la [Tabla 6](#)). Los ítems 12 y 13 de la PSS-14 presentan los valores más extremos.

En la [Figura 2](#) se muestra la función de información de los ítems y del test de cada una de las dimensiones de la PSS-14. Como se aprecia, la dimensión A muestra un máximo valor de información de 5.45 a un nivel $\theta = 1$, con valores relativamente constantes entre -1.5 y 1.5 . Los ítems 12, 1 y 8 resultaron los menos informativos. La dimensión B alcanza el máximo de información de 5.33 correspondiente con $\theta = 2.5$. En esta dimensión el ítem 13 no parece aportar información sobre el rasgo en estudio.

Similares resultados produjeron los análisis en base a la PSS-10 ([Fig. 3](#)). El valor de información máximo que alcanza la dimensión A

es 5.38 a un valor de $\theta = 1$, y la dimensión B de 3.68 a $\theta = 2.5$. Los ítems 1, 8 y 3 (dimensión A) y 10 (dimensión B) resultaron casi nada informativos.

Comparación entre estadísticos de la TCT y la TRI

Al considerar la PSS-14, el puntaje bruto de la dimensión A presentó una media de 21.94 ($DS = 4.95$) y la dimensión B una media de 16.82 ($DS = 3.90$). La correlación con los valores θ fue $r = .976$ para la dimensión A y de $r = .975$ para la dimensión B ($p < .001$). Al considerar la PSS-10, el puntaje bruto promedio de la dimensión A fue 17.94 ($DS = 4.64$) y la dimensión B fue 9.76 ($DS = 2.51$). En este caso, la correlación con los valores θ fue $r = .982$ para la dimensión A y $r = .985$ para la dimensión B ($p < .001$).

La relación entre los puntajes promedios de los ítems y los índices de dificultad fue estadísticamente significativa en todos los casos; no obstante, la magnitud de la relación fue singular. En la PSS-14, la correlación más alta se observó con el b_{prom} ($r = -.954$, $p < .001$), seguida por las correlaciones con los parámetros centrales (b_2 y b_3) con valores r entre $-.944$ y $-.951$ ($p < .001$), mostrando los b extremos correlaciones más bajas (b_1 : $r = -.798$, $p = .001$; b_4 : $r = -.687$, $p = .007$). Semejantes resultados se obtuvieron con la PSS-10. La correlación con el b_{prom} fue la más alta ($r = -.994$, $p < .001$), seguida por las correlaciones con los parámetros centrales (b_2 y b_3) con valores r entre $-.990$ y $-.962$ ($p < .001$), mientras que los b extremos evidenciaron correlaciones un poco más bajas (b_1 : $r = -.708$, $p = .022$; b_4 : $r = -.875$, $p = .001$).

Con respecto a la relación entre la correlación r ítem-total corregida y el índice de discriminación a , al considerar la PSS-14 se observaron correlaciones positivas tanto para la dimensión A ($r = .983$, $p < .001$) como para la dimensión B ($r = .957$, $p < .001$). Cuando se analizó la PSS-10, solo resultó significativa la relación con la dimensión A ($r = .988$, $p < .000$) pero no con la B ($r = .866$, $p = .134$).

Discusión

En esta investigación analizamos las propiedades psicométricas de uno de los instrumentos más utilizados para evaluar el estrés, la PSS propuesta por [Cohen et al. \(1983\)](#). Concretamente, examinamos la validez estructural y la confiabilidad de la versión extensa (PSS-14) y reducida (PSS-10) de la escala, evaluamos el desempeño de los ítems y la escala total, y comparamos los valores estimados a partir de la TCT y la TRI.

Los resultados del análisis factorial confirmatorio evidenciaron que el modelo de dos factores correlacionados y el modelo bifactorial mostraban ajustes globales adecuados. En el primer caso, se observaron cargas factoriales adecuadas en gran parte de los ítems (tanto en la versión extensa como en la breve). La correlación entre los factores fue de gran magnitud ($r = .54$ y $.63$, versión extensa y breve, respectivamente), lo cual evidencia la presencia de un constructo subyacente a los factores observados. En el caso de los modelos bifactoriales, en ambas versiones de la escala algunos ítems presentaron cargas factoriales no significativas en términos estadísticos. Estos resultados están en consonancia con los hallazgos más frecuentes sobre la dimensionalidad de la escala (ver, p.ej., [Manzar et al., 2019](#); [Michaelides et al., 2016](#); [Taylor, 2015](#)). En función de estos resultados, se sugiere emplear la puntuación total de la escala cuando se la vincula con otras variables.

El análisis de consistencia interna arrojó valores alfa de Cronbach adecuados (entre .656 y .789) tanto para la puntuación total como para cada dimensión de la PSS-14 y la PSS-10. Los valores de omega resultaron semejantes aunque un poco mayores (entre .657 y .798), evidenciando una adecuada confiabilidad de la escala. En la PSS-14 los ítems 1, 12 y 13 mostraron bajas correlaciones ítem-total

Tabla 4
Correlación ítem-total corregida de los ítems de la PSS-14 y PSS-10

	PSS-14		PSS-10	
	Factores Correlación elemento-total corregida	Total Correlación elemento-total corregida	Factores Correlación elemento-total corregida	Total Correlación elemento-total corregida
estres1	.376	.294	.391	.34
estres2	.621	.600	.63	.628
estres3	.492	.477	.47	.47
estres4	.489	.352		
estres5	.499	.356		
estres6	.485	.403	.430	.348
estres7	.498	.501	.476	.471
estres8	.42	.430	.422	.437
estres9	.486	.435	.471	.403
estres10	.445	.439	.386	.389
estres11	.563	.572	.557	.579
estres12	.215	.120		
estres13	.226	.208		
estres14	.547	.514	.571	.551

Tabla 5
Estadísticos de ajuste de los ítems de las dimensiones A y B de la PSS-14 y PSS-10

	PSS-14				PSS-10			
	LD	S- χ^2	gl	p	LD	S- χ^2	gl	p
<i>Dimensión A</i>	-2 a 4.6				-2 a 4.6			
estres1		51.23	54	.5828		52.73	50	.3680
estres2		38.87	45	.7285		37.03	40	.6056
estres3		57.19	47	.1464		51.95	44	.1913
estres8		57.04	49	.2005		54.78	49	.2642
estres11		55.29	46	.1635		60.79	42	.0303
estres12		78.59	48	.0035				
estres14		54.53	46	.1814		38.27	42	.6365
<i>Dimensión B</i>	-6 a 6				0 a 3.3			
estres4		31.13	27	.2652				
estres5		28.20	33	.7059				
estres6		36.21	30	.2009		37.58	21	.0144
estres7		39.13	32	.1797		19.58	21	.5494
estres9		34.76	29	.2118		25.19	19	.1539
estres10		44.43	40	.2898		32.02	23	.0994
estres13		60.80	42	.0302				

Nota. LD = estadístico estandarizado de dependencia local; S- χ^2 = estadístico de ajuste del ítem.

Tabla 6
Estimación de parámetros para cada dimensión de la PSS-14 y PSS-10

	PSS-14										PSS-10												
	a	ee	b1	ee	b2	ee	b3	ee	b4	ee	bprom	a	ee	b1	ee	b2	ee	b3	ee	b4	ee	bprom	
<i>Dimensión A</i>																							
estres1	.97	(.15)	-1.95	(.31)	-.54	(.16)	.95	(.18)	2.34	(.35)	.20	.99	(.16)	-1.93	(.29)	-.53	(.15)	.94	(.18)	2.32	(.35)	.20	
estres2	2.11	(.28)	-1.26	(.14)	-.28	(.09)	.88	(.11)	1.80	(.18)	.29	2.17	(.30)	-1.24	(.13)	-.27	(.08)	.88	(.11)	1.78	(.19)	.29	
estres3	1.40	(.19)	-2.57	(.32)	-1.31	(.18)	-.11	(.11)	1.28	(.17)	-.68	1.33	(.18)	-2.65	(.33)	-1.35	(.18)	-.12	(.11)	1.31	(.18)	-.70	
estres8	1.17	(.17)	-2.71	(.37)	-.68	(.15)	1.02	(.17)	2.43	(.33)	.02	1.15	(.17)	-2.75	(.37)	-.68	(.14)	1.04	(.17)	2.46	(.34)	.02	
estres11	1.84	(.24)	-1.99	(.21)	-.86	(.12)	.49	(.10)	1.61	(.17)	-.19	1.80	(.24)	-2.01	(.21)	-.87	(.11)	.50	(.10)	1.62	(.18)	-.19	
estres12	.56	(.14)	-6.73	(1.69)	-4.39	(1.06)	-2.23	(.56)	1.23	(.36)	-3.03												
estres14	1.65	(.21)	-1.40	(.17)	-.17	(.10)	1.04	(.14)	1.97	(.21)	.36	1.70	(.22)	-1.38	(.15)	-.16	(.09)	1.03	(.14)	1.94	(.21)	.36	
<i>Dimensión B</i>																							
estres4	1.66	(.23)	-1.32	(.17)	.65	(.11)	2.66	(.32)	3.48	(.49)	1.37												
estres5	1.73	(.23)	-1.24	(.16)	.33	(.10)	1.89	(.21)	2.73	(.33)	.93												
estres6	1.67	(.23)	-1.19	(.16)	.66	(.11)	2.24	(.26)	3.13	(.40)	1.21	1.60	(.27)	-1.23	(.17)	.66	(.13)	2.30	(.31)	3.20	(.46)	1.23	
estres7	1.44	(.20)	-1.56	(.21)	.25	(.11)	2.12	(.26)	3.42	(.46)	1.06	1.58	(.27)	-1.49	(.20)	.22	(.10)	2.04	(.26)	3.25	(.46)	1.01	
estres9	1.52	(.21)	-1.79	(.22)	.59	(.12)	2.14	(.25)	3.47	(.48)	1.10	1.63	(.26)	-1.74	(.21)	.57	(.12)	2.09	(.27)	3.35	(.48)	1.07	
estres10	1.30	(.19)	-2.44	(.32)	-.51	(.14)	1.32	(.18)	2.33	(.30)	.18	1.23	(.20)	-2.52	(.36)	-.54	(.14)	1.37	(.21)	2.44	(.35)	.19	
estres13	.61	(.14)	-2.95	(.66)	.19	(.20)	2.82	(.64)	5.61	(1.29)	1.42												

a: parámetro de discriminación; b: parámetro de dificultad; ee: error estándar.

Se muestran en **negrita** valores de b superiores a 3.

corregida. Esto ofrece evidencia adicional sobre las dificultades asociadas a los ítems 12 y 13, excluidos en la versión reducida.

Los resultados derivados de la TRI indican que los ítems de las dos dimensiones (estrés negativo y positivo) de la escala (PSS-14 y PSS-10) se ajustan adecuadamente a un modelo de respuesta

graduado. Los parámetros estimados muestran que los ítems de cada dimensión estiman un amplio rango de valores de los rasgos latentes y que discriminan, en general, entre personas con distintos niveles del rasgo latente. Una excepción a ello fueron los ítems 1 y 12 de la dimensión A y 13 de la dimensión B de la PSS-14, que

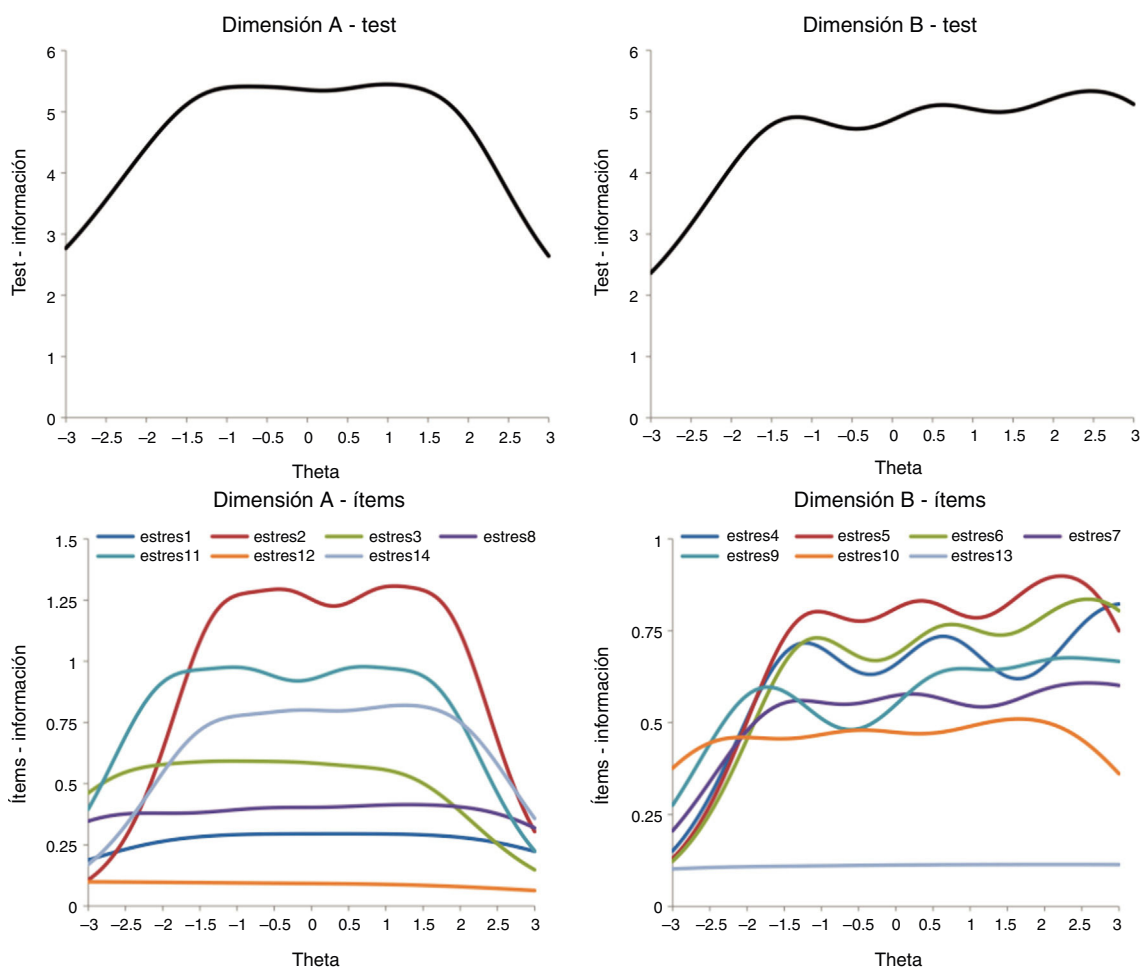


Figura 2. Función de información del test (panel superior) e ítems (panel inferior) de las dimensiones de la PSS-14.

presentaron valores de discriminación bajos. Aunque las dimensiones A y B ofrecen información sobre un amplio rango de los rasgos latentes, las funciones de información de los ítems pusieron nuevamente de manifiesto que algunos ítems resultan escasamente informativos (12, 13, 1, 8 y 10). Cabe destacar que otros autores también han encontrado valores de χ^2 que indican un ajuste inadecuado para los ítems (Nielsen et al., 2016) y valores extremos en los análisis de discriminación y función de la información de los ítems (Taylor, 2015). Ahora bien, resulta difícil comparar nuestros resultados con lo observado en estudios previos, ya que han empleado la versión reducida de 10 ítems (PSS-10) y diferentes modelos de TRI, como el Modelo de Crédito Parcial no Restringido (Medvedev et al., 2017; Nielsen et al., 2016). Dado que son escasos los estudios que han indagado las propiedades psicométricas de la PSS utilizando TRI (Taylor, 2015), sería positivo contar con nueva evidencia en este sentido.

Con respecto a las relaciones entre los estadísticos obtenidos al aplicar TCT y TRI, los resultados evidenciaron relaciones significativas. En particular, las elevadas relaciones entre los puntajes brutos y theta tienen notoria importancia práctica, ya que se puede recaer en el uso de la suma de las puntuaciones directas para estimar el nivel de estrés percibido de las personas, evitando el cálculo de theta. A pesar de las altas correlaciones observadas en las distintas comparaciones realizadas, vale recordar que la TRI ofrece algunas ventajas, como la invarianza de medición, a diferencia de la TCT.

La interpretación de los resultados de esta investigación no está libre de limitaciones. El método de muestreo utilizado fue probabilístico, lo que garantiza la extensión de estos resultados a la

población de referencia (habitantes de Córdoba de 18 a 65 años), pero no más allá de ella. No obstante, la PSS tiene gran utilidad clínica (Lee, Chung, Suh y Jung, 2014), aunque en esta investigación no incluimos muestras de ese tipo. Así, futuros estudios podrían obtener evidencia de validez de la PSS utilizando muestras particulares.

En otro orden, vale señalar que en los análisis de TRI solo se consideraron modelos unidimensionales dado que son los más estudiados y para los que el software empleado ofrece mayor información. Sin embargo, teniendo en cuenta que habitualmente se utiliza la puntuación total de la escala (sin discriminar dimensiones), sería positivo avanzar con la aplicación de modelos multidimensionales (Reckase, 2009). Es importante señalar que en este estudio analizamos las propiedades psicométricas de los ítems correspondientes a la versión reducida de 10 ítems de la escala, pero a partir de la aplicación de la escala completa. Queda para futuros estudios indagar si la aplicación de la versión abreviada conduce a los mismos resultados aquí reportados. Además, teniendo en cuenta la utilidad práctica de la escala en contextos sanitarios o la posibilidad de aplicarla en situaciones de tiempo limitado (p.ej., entrevistas telefónicas), sería conveniente contar con propiedades psicométricas de la versión de 4 ítems (Cohen et al., 1983; Cohen y Williamson, 1988). Adicionalmente, se sugiere avanzar en estudios que arrojen evidencia sobre otros tipos de validez y confiabilidad de la escala.

Más allá de las limitaciones expuestas, a través de este estudio esperamos contribuir a la discusión sobre la dimensionalidad de la escala. Además, se destaca que la PSS evidenció buenas propiedades psicométricas tanto de confiabilidad como de validez en

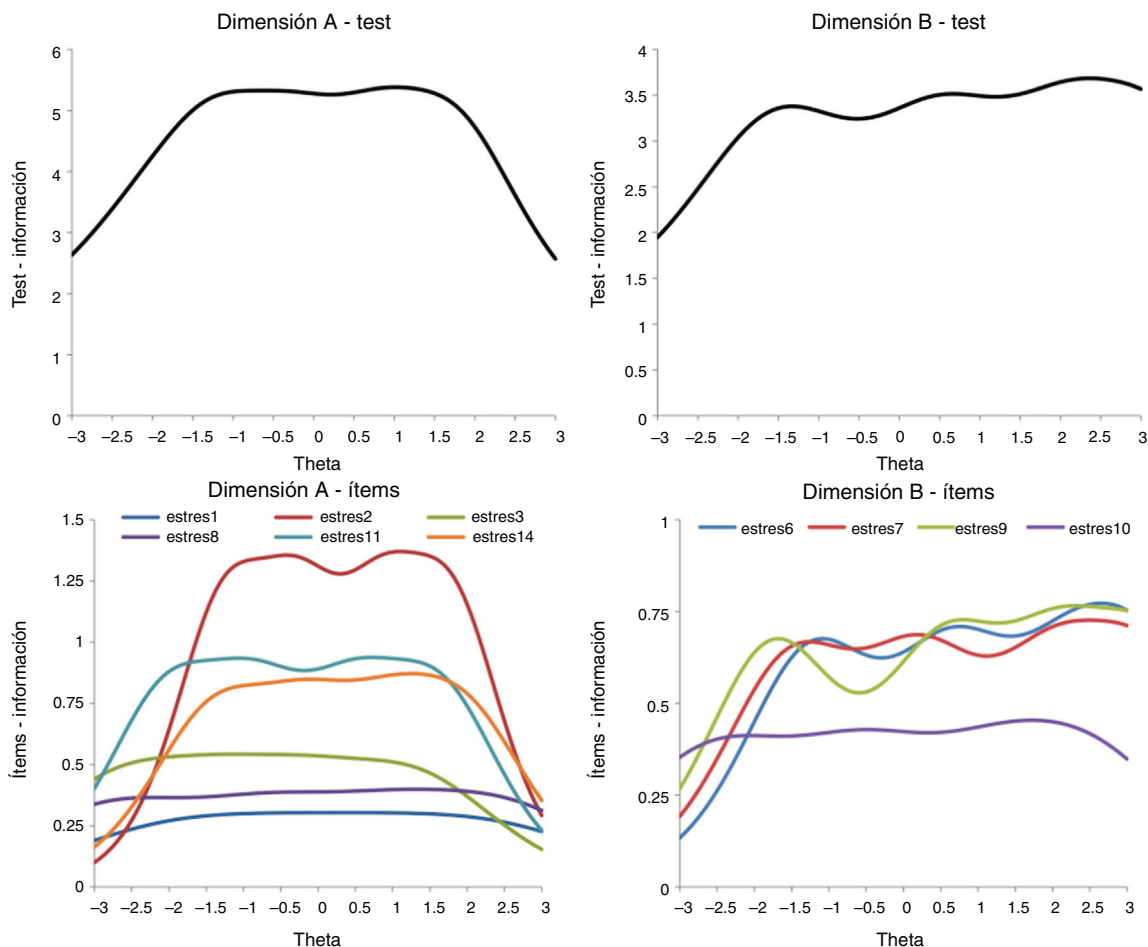


Figura 3. Función de información del test (panel superior) e ítems (panel inferior) de las dimensiones de la PSS-10.

una muestra de población general de la ciudad de Córdoba (Argentina), lo cual la convierte en un instrumento útil y confiable para ser utilizada en distintos ámbitos.

Financiación

El presente trabajo ha sido financiado por la Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica (subsido número PICT2014-1835).

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

- American Psychological Association. (2010). *Ethical Principles of Psychologist and Code of Conduct*. Washington, DC: APA.
- Baik, S. H., Fox, R. S., Mills, S. D., Roesch, S. C., Sadler Robins, G., Klonoff, E. A. y Malcarne, V. L. (2019). Reliability and validity of the Perceived Stress Scale-10 in Hispanic Americans with English or Spanish language preference. *Journal of Health Psychology*, 24(5), 628–639. <http://dx.doi.org/10.1177/1359105316684938>
- Barbero, M. I., Prieto, P., Suárez, J. C. y Costas, C. (2001). Relaciones empíricas entre los estadísticos de la teoría clásica de los tests y los de la teoría de respuesta a los ítems. *Psicothema*, 13(2), 324–329.
- Barbosa-Leiker, C., Kostick, M., Lei, M., McPherson, S., Roper, V., Hoekstra, T. y Wright, B. (2012). Measurement invariance of the Perceived Stress Scale and latent mean differences across gender and time. *Stress and Health*, 29, 253–260. <http://dx.doi.org/10.1002/smi.2463>
- Benítez, A., d'Anello, S. y Noel, G. (2013). Validación de la Escala de Estrés Percibido (EEP-13) en una muestra de funcionarios públicos venezolanos. *Anales de la Universidad Metropolitana*, 13(11), 117–133.
- Campo-Arias, A., Oviedo, H. y Herazo, E. (2014). Escala de estrés percibido-10: Desempeño psicométrico en estudiantes de medicina de Bucaramanga, Colombia. *Revista Facultad de Medicina*, 62(3), 407–413. <http://dx.doi.org/10.15446/revfacmed.v62n3.43735>
- Cázares de León, F. y Moral de la Rubia, J. (2016). Socio-demographic and professional practice differences associated to perceived stress among Monterrey collegiate dentists. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 34(1), 83–97.
- Chen, W.-H. y Thissen, D. (1997). Local dependence indexes for item pairs using item response theory. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 22(3), 265–289. <http://dx.doi.org/10.2307/1165285>
- Código de Ética de la Federación de Psicólogos de la República Argentina. Aprobado en 1999 y modificado el 30 de noviembre de 2013.
- Cohen, S., Kamarck, T. y Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24, 385–396.
- Cohen, S. y Williamson, G. M. (1988). Perceived stress in a probability sample of the United States. En S. Spacapan y S. Oskamp (Eds.), *Psychology and Health* (pp. 31–67). Newbury Park: CA: Sage.
- Comisión de Enlace Institucional, AAM-SAIMO-CEIM (2006). Nivel Socio Económico 2006. Recuperado de <http://www.saimo.org.ar/socios/Socios/NSE2006-23nov2006-Informe.final.pdf>.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02310555>
- De Ayala, R. J. (2009). *Methodology in the Social Sciences. The Theory and Practice of Item Response Theory*. New York, NY: Guilford Press.
- Denovan, A., Dagnal, N., Dhingra, K. y Grogan, S. (2019). Evaluating the Perceived Stress Scale among UK university students: Implications for stress measurement and management. *Studies in Higher Education*, 44, 120–133. <http://dx.doi.org/10.1080/03075079.2017.1340445>
- Eklund, M., Bäckström, M. y Tuvesson, H. (2014). Psychometric properties and factor structure of the Swedish version of the Perceived Stress Scale. *Nordic Journal of Psychiatry*, 68(7), 494–499. <https://doi.org/10.3109/08039488.2013.877072>
- Faro, A. (2015). Confirmatory factor analysis of three versions of the Perceived Stress Scale (PSS): A population-based study. *Psicología: Reflexão e Crítica*, 28(1), 21–30. <http://dx.doi.org/10.1590/1678-7153.201528103>
- George, D. y Mallery, M. P. (2001). *SPSS for Windows Step by Step: A Simple Guide and Reference*. Boston, MA: Allyn & Bacon.

- González Ramírez, M. T. y Landero Hernández, R. (2007). Factor structure of the Perceived Stress Scale (PSS) in a sample from Mexico. *The Spanish Journal of Psychology*, 10(1), 199–206.
- Hu, L. y 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. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) (2010). Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas. Base de datos Redatam+SP, CEPAL/CELADE. Recuperado de <https://www.indec.gov.ar/>
- Iraurgi, I., Lozano, O., González, F. y Trujols, J. (2008). Valoración psicométrica de la Escala de la dependencia a partir de dos modelos de análisis: la Teoría Clásica de los Test y la Teoría de Respuesta al Ítem. *Boletín de Psicología*, 93, 41–57.
- Jiang, J. M., Seng, E. K., Zimmerman, M. E., Sliwinski, M., Kim, M. y Lipton, R. B. (2017). Evaluation of the reliability, validity, and predictive validity of the subscales of the Perceived Stress Scale in older adults. *Journal of Alzheimer's Disease*, 59, 987–996. <http://dx.doi.org/10.3233/JAD-170289>
- Klein, E. M., Brähler, E., Dreier, M., Reinecke, L., Müller, K. W., Schmutz, K. W. y Beutel, M. E. (2016). The German version of the Perceived Stress Scale – Psychometric characteristics in a representative German community sample. *BMC Psychiatry*, 16(159) <http://dx.doi.org/10.1186/s12888-016-0875-9>
- Lee, E. (2012). Review of the psychometric evidence of the Perceived Stress Scale. *Asian Nursing Research*, 6, 121–127. <http://dx.doi.org/10.1016/j.anr.2012.08.004>
- Lee, E., Chung, B., Suh, C. y Jung, J. (2014). Korean versions of the Perceived Stress Scale (PSS-14, 10 and 4): Psychometric evaluation in patients with chronic disease. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 29, 183–192. <https://doi.org/10.1111/scs.12131>
- Lee, B. y Jeon, H. I. (2019). Construct validity of the Perceived Stress Scale (PSS-10) in a sample of early childhood teacher candidates. *Psychiatry and Clinical Psychopharmacology*, 29(1), 76–82. <http://dx.doi.org/10.1080/24750573.2019.1565693>
- Manzar, D., Salahuddin, M., Peter, S., Alghadir, A., Anwer, S., Bahammam, A. y Pandi-Perumal, S. (2019). Psychometric properties of the Perceived Stress Scale in Ethiopian university students. *BMC Public Health*, 19(41), 1–8. <http://dx.doi.org/10.1186/s12889-018-6310-z>
- Maroufizadeh, S., Foroudifard, F., Navid, B., Ezabadi, Z., Sobati, B. y Omani-Samani, R. (2018). The Perceived Stress Scale (PSS-10) in women experiencing infertility: A reliability and validity study. *Middle East Fertility Society Journal*, 23, 456–459. <http://dx.doi.org/10.1016/j.mefs.2018.02.003>
- McDonald, R. P. (1970). Theoretical foundations of principal factor analysis and alpha factor analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 23, 1–21. <http://dx.doi.org/10.1111/j.2044-8317.1970.tb00432.x>
- Medvedev, O. N., Krägeloh, C. U., Hill, E. M., Billington, R., Siegert, R. J., Webster, C. S. y ... Henning, M. A. (2017). Rasch analysis of the Perceived Stress Scale: Transformation from an ordinal to a linear measure. *Journal of Health Psychology*, 1–12. <http://dx.doi.org/10.1177/1359105316689603>
- Michaelides, M. P., Christodoulou, A., Kkeli, N., Karekla, M. y Panayiotou, G. (2016). Factorial structure of the Perceived Stress Scale and implications for scoring. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 66(6), 309–316. <http://dx.doi.org/10.1016/j.erap.2016.07.002>
- Mitchell, A. M., Crane, P. A. y Kim, Y. (2008). Perceived stress in survivors of suicide: Psychometric properties of the Perceived Stress Scale. *Research in Nursing & Health*, 31, 576–585. <http://dx.doi.org/10.1002/nur.20284>
- Muñiz, J. (2010). Las teorías de los tests: Teoría Clásica y Teoría de Respuesta a los Ítems. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 57–66.
- Muthén, L. K. y Muthén, B. O. (1998–2011). *Mplus User's Guide (Sixth Edition)*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nielsen, M. G., Ørnboel, E., Vestergaard, M., Bech, P., Larsen, F. B., Lasgaard, M. y Christensen, K. S. (2016). The construct validity of the Perceived Stress Scale. *Journal of Psychology Research*, 84, 22–30. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpsychores.2016.03.0090022-3999>
- Nordin, M. y Nordin, S. (2013). Psychometric evaluation and normative data of the Swedish version of the 10-item Perceived Stress Scale. *Scandinavian Journal of Psychology*, 54, 502–507. <http://dx.doi.org/10.1111/sjop.12071>
- Orlando, M. y Thissen, D. (2000). Likelihood-based item-fit indices for dichotomous Item Response Theory models. *Applied Psychological Measurement*, 24(1), 50–64. <http://dx.doi.org/10.1177/01466216000241003>
- Perera, M. J., Brintz, C. E., Birnbaum-Weitzman, O., Gallo, L. C., Gonzalez, P., Isasi, C. R. y ... Roesch, S. C. (2017). Factor structure of the Perceived Stress Scale-10 (PSS) across English and Spanish language responders in the HCHS/SOL sociocultural ancillary study. *Psychological Assessment*, 29(3), 320–328. <http://dx.doi.org/10.1037/pas0000336>
- R Core Team. (2018). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Reckase, M. D. (2009). *Multidimensional Item Response Theory: Statistics for Social and Behavioral Science*. New York, NY: Springer.
- Remor, E. (2006). Psychometric properties of a European Spanish version of the Perceived Stress Scale (PSS). *The Spanish Journal of Psychology*, 9(1), 86–93. <http://dx.doi.org/10.1017/S1138741600006004>
- Samejima, F. (1969). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometrika Monograph Supplement*, 34(4, Pt. 2), 100.
- Stone, A. y Zhang, B. (2003). Assessing goodness of fit of Item Response Theory models: A comparison of traditional and alternative procedures. *Journal of Educational Measurement*, 40(4), 331–352. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1745-3984.2003.tb01150.x>
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics (5th ed.)*. New York: Harper & Row.
- Taylor, J. (2015). Psychometric analysis of the ten-item Perceived Stress Scale. *Psychological Assessment*, 27(1), 90–101. <http://dx.doi.org/10.1037/a0038100>
- Wang, W.-C. y Chen, C.-T. (2005). Item parameter recovery, standard error estimates, and fit statistics of the Winsteps program for the family of Rasch models. *Educational and Psychological Measurement*, 65, 376–404. <http://dx.doi.org/10.1177/0013164404268673>