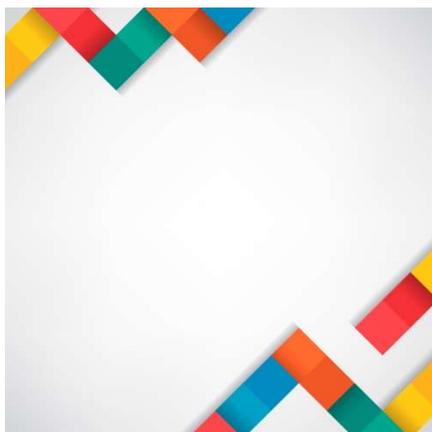


Cuestionario PASA (Primary Appraisal Secondary Appraisal) para la Evaluación del Estrés.

Adaptación al español e instrucciones de uso.



Edo-Izquierdo, S., Rovira, T., Maturano, N. y Fernández-

Grupo de Investigación en Estrés i Salut (GIES)

Universitat Autònoma de Barcelona.

Enero de 2021.



Resumen

Dada la escasez de instrumentos que midan la valoración cognitiva siguiendo el modelo de estrés transaccional de Lazarus y Folkman (1984) e identificando claramente tanto la evaluación primaria como la secundaria con todos los componentes propuestos por el modelo de estrés. El presente estudio pretende validar y traducir al español el cuestionario Primary Appraisal Secondary Appraisal (PASA) de Gaab et al. (2004). Así pues, se realiza la traducción del instrumento al español y se incorpora la escala de daño/pérdida que no consta en la versión original. Asimismo, se adaptan los ítems para poder aplicar el instrumento tanto en situaciones anticipatorias de estrés como en situaciones pasadas recientes. Se pasa la nueva versión del instrumento a una muestra de 397 participantes, considerando los dos tipos de situaciones y se analizan los datos a partir de dos análisis factoriales, uno exploratorio y otro confirmatorio que proponen la solución de 5 dimensiones, relacionadas con las 5 escalas de la Evaluación Cognitiva: 3 escalas de Evaluación Primaria (Amenaza, Reto y Pérdida) y 2 de Evaluación Secundaria (Autoeficacia y Expectativa de Control). Se obtienen índices de fiabilidad de $\alpha = 0.674$ a $\alpha = 0.765$. Se concluye que la nueva versión del instrumento en versión española y con la incorporación de la escala de daño/pérdida presenta propiedades psicométricas adecuadas para su uso.

Este trabajo ha sido financiado por el proyecto de investigación PSI2016-76411-R concedido por el Programa Estatal de Investigación e Innovación del Ministerio de Economía y Competitividad.

Introducción

El modelo transaccional del estrés de Lazarus y Folkman (Lazarus & Folkman, 1986; Lazarus, 1994) ha sido hasta el presente el modelo que ha producido mayores avances en el conocimiento científico del proceso de adaptación a las situaciones que provocan estrés (Stanton, Revenson, & Tennen, 2007). Según este modelo, en situaciones potencialmente estresantes, se produce una valoración cognitiva de lo que está sucediendo, que determina tanto las emociones como las estrategias de afrontamiento que se ponen en marcha, para intentar manejar la situación percibida como estresante, conduciéndoles con ello hacia un proceso más o menos adaptativo, que puede afectar en mayor o menor medida a su estado psicológico y su salud (Smith & Kirby, 2011).

La valoración cognitiva está formada por dos tipos de apreciaciones, la primaria y la secundaria. A pesar de la etiqueta que las distingue, no se puede considerar que una sea más importante que la otra o que una aparezca antes, pueden darse simultáneamente. La primaria determina que la persona perciba que está ante una situación importante o significativa por lo que en ella hay en juego, o por el grado en que la persona se cree comprometida con esa situación. Según describe el modelo transaccional, la evaluación primaria además de la percepción de amenaza, resultado de entender que la situación puede dar lugar a consecuencias desagradables o a perjuicios futuros (amenaza), se pueden dar también valoraciones de pérdida/daño (cuando se constata que se ha producido ya un perjuicio), o de reto (porque se valora que esa situación puede dar lugar a consecuencias agradables o favorables para la persona, si se consigue el objetivo). Estas valoraciones no son excluyentes entre sí, ante una situación estresante es posible percibir simultáneamente y en diversos grados, daño o pérdida, amenaza y reto (Smith & Lazarus, 1993; Fernández-Castro, 2009).

Por otra parte, la valoración secundaria se ha hecho equivalente, en muchos casos, a los conceptos de expectativa de resultados y de auto eficacia propuestos por Bandura (1986; 1997). La expectativa de resultados es la creencia de que una determinada acción puede producir el resultado esperado, en este caso resolver la situación estresante, y la expectativa de auto eficacia es la creencia que tiene una persona sobre su capacidad para realizar dicha acción. La valoración secundaria hace referencia a la valoración de los recursos de que se dispone y responde a la pregunta ¿Qué puedo hacer yo ante esta situación?.

La distinción entre valoración primaria (de amenaza, reto, o daño/pérdida) y valoración secundaria (de expectativas de resultado y de auto eficacia), no es únicamente conceptual, sino que se han establecido correlatos fisiológicos y psicológicos que permiten afirmar que se trata de valoraciones distintas con implicaciones dispares en la salud y el bienestar (Kemeny, 2003; Mikolajczak & Luminet, 2008).

A pesar de la importancia de considerar estas dos valoraciones cognitivas dentro del modelo transaccional de estrés, son muy pocos los instrumentos que han medido simultáneamente las dos valoraciones respetando los tres componentes de la evaluación primaria y los dos de la evaluación secundaria (Kessler 1998). En un estudio de revisión realizado por Carpenter (2016) sobre los instrumentos publicados que ofrecen una medida completa de la valoración cognitiva, solo se encontraron cinco instrumentos con base teórica en el modelo transaccional que presentaran tanto la medida de la valoración primaria como la secundaria.

De estos instrumentos, tres están diseñados para medir la valoración cognitiva ante enfermedades, así el Meaning of Illness Questionnaire (MIQ) (Browne et al., 1988) está diseñado para captar la valoración cognitiva de la enfermedad en pacientes con enfermedades físicas, la Cognitive Appraisal of Health Scale (CAHS) (Kessler, 1998) es específico para pacientes oncológicos y la Appraisal of Illness Scale (AIS) (Oberst, 1991), está diseñado para captar las valoraciones cognitivas ante un amplio rango de

situaciones estresantes relacionadas con las enfermedades aunque en la valoración primaria no presenta el reto.

Los otros dos instrumentos permiten evaluar la valoración cognitiva ante una situación estresante, sin ser necesario un contexto específico. El Stress Appraisal Measure (SAM) (Peacock & Wong, 1990) y el Primary Appraisal/Secondary Appraisal scale (PASA) (Gaab, Rohleder, Nater, & Ehler, 2005). Estos dos instrumentos miden la valoración cognitiva ante la anticipación de una situación estresante. Al tener un enfoque anticipatorio, ninguno de los dos incluye el componente de daño/pérdida, pero en el caso del SAM en la valoración secundaria no se distinguen claramente los componentes de la evaluación secundaria y se mezclan con aspectos de control propios de las estrategias de afrontamiento.

Nuestro propósito en el presente trabajo es el de adaptar y traducir al castellano el cuestionario PASA por ser el que mejor representa el modelo transaccional a pesar de no incluir el componente de la evaluación primaria de daño/pérdida. Por ello, en esta adaptación del PASA, incorporamos la valoración de este componente para adecuar el instrumento tanto para situaciones anticipatorias de estrés como para la valoración cognitiva de situaciones estresantes recientes.

Método

Participantes

La muestra final constó de 397 participantes nacidos y residentes en España. Todos los participantes firmaron un consentimiento informado, conforme aceptaban la participación voluntaria y se les aseguraba el anonimato. La distribución de la muestra por contextos anticipatorios y recientes de estrés estresantes fue la siguiente: 44 estudiantes universitarios ante un conflicto de pareja, 16 estudiantes en época de exámenes, 21 personas vinculadas a la ONCE que habían perdido la vista, 16 monitores de personas afectadas de patología dual y 47 progenitores de hijos/as con Síndrome de Down. Además, también participaron 253 personas de la población general que estaba expuesta a eventos estresantes diversos.

Los datos sociodemográficos de la muestra final se ven detallados en la Tabla 1.

		N	%
Sexo	Hombre	140	0,4
	Mujer	236	0,6
	No identificado	21	0,1
Edad	Jóvenes (18-24 años)	90	0,2
	Adultos jóvenes (25-34 años)	133	0,3
	Adultos (36-64 años)	144	0,4
	Adultos mayores (>65 años)	9	0,0
Nivel de formación	Estudios Primarios	2	0,0
	Estudios Secundarios	9	0,0
	Bachillerato	82	0,2
	Formación Profesional	118	0,3
	Grado Universitario	127	0,3
	Postgrado Universitario	31	0,1
-	Doctorado	2	0,0

Instrumentos

El instrumento de partida es el Primary Appraisal Secondary Appraisal (PASA), de Gaab et al. 2005). El cuestionario está compuesto por 16 ítems, en forma de afirmación referentes a una situación o acontecimiento estresante que los participantes

deben identificar, indicando el grado de acuerdo con cada una de las afirmaciones. Las respuestas se registran en una escala tipo Likert de 1 a 6 puntos, siendo 1=totalmente en desacuerdo, 2=bastante en desacuerdo, 3=moderadamente en desacuerdo, 4=moderadamente de acuerdo 5=bastante de acuerdo y 6=totalmente de acuerdo. Los ítems se distribuyen en 4 escalas primarias y 2 escalas secundarias. Las escalas primarias son Amenaza (Threat), Reto (Challenge), autoeficacia (Self efficacy) y Expectativa de control (Control expectancy). Las escalas secundarias serán la escala de Evaluación Primaria (EP), incluyendo las escalas primarias de Amenaza (A) y Reto (R), y la escala secundaria de Evaluación Secundaria (ES), que recoge las escalas primarias de Autoeficacia (AT) y Expectativa de control (EC).

El instrumento original fue validado con una muestra de N=81 y obtuvo una variancia explicada del 2.02% que proponía 4 escalas. Obtiene una fiabilidad de Alfa de Cronbach en las diferentes escalas primarias de $\alpha=0.63-0.83$, lo que se puede considerar como adecuado.

La solución bifactorial de segundo orden explica el 72.91% de la variancia, aplicando el método de extracción de componentes principales con rotación oblicua oblmin. Con este modelo se obtuvieron índices de consistencia interna de $\alpha=0.74$ para la escala de EP y de $\alpha=0.80$ para la escala de ES.

Procedimiento

Para llevar a cabo la adaptación del instrumento se han seguido los criterios propuestos por Hambleton (2005), llevando a cabo un proceso de traducción y retro-traducción. En primer lugar, se solicitó permiso para realizar la validación del instrumento en España a los autores del instrumento original. Una vez obtenido el consentimiento, se procede a la traducción del PASA mediante el consenso de un comité de tres expertos. Dos de ellos con dominio idiomático, tanto del inglés como el español. Uno de ellos además, con dominio de contenido, por lo que se han podido

adaptar variables contextuales que pudieran afectar a la validez de contenido del cuestionario.

Posteriormente, se genera una versión piloto al castellano del instrumento original y se añaden los ítems de la escala de pérdida (P), no contemplada en el modelo original. De esta manera, la escala A queda formada por los ítems 1, 6, 11 y 16, la escala de R por los ítems 2, 7, 12 y 17, la escala P por los ítems 3, 8, 13 y 18, la escala AT por los ítems 4, 9, 14 y 19 y la escala EC por los ítems 5, 10, 15 y 20.

Una vez traducido y añadidos los ítems de la escala de pérdida, se pasan a validar los ítems con contenido contextual específico del estudio realizado por Gaab et al. (2005), para adecuarlo a contenido genérico de los ítems 5, 10, 5, 17, 19 y 20 (ver versión adaptada en el anexo).

Seguidamente, se realiza la prueba piloto, administrando el instrumento a dos grupos de sujetos. A uno de estos se le administró el instrumento previamente a la exposición del evento estresante, mientras que al segundo grupo se administraría el instrumento posteriormente a la exposición del acontecimiento estresante, con el objetivo de validar el funcionamiento de los ítems de P, una vez afrontada la situación estresante. Consecutivamente a la administración del instrumento, se realizó una entrevista cognitiva para valorar si los ítems se respondían de forma sencilla y cómoda, para asegurar la validez de proceso de respuesta y si se habían comprendido adecuadamente los ítems, siendo un aspecto relevante para la validez de contenido. No se detectaron dificultades en la respuesta ni la comprensión del instrumento, por lo que, tras la administración de la versión piloto, se procedió a realizar la retro-traducción del instrumento del español al inglés, realizada por una persona bilingüe con inglés nativo y que no había participado en la traducción inicial. El equipo de investigación determinó como adecuada la equivalencia entre las dos versiones, de forma conjunta con el equipo de traductores.

Análisis de datos

Se realiza el análisis de las propiedades psicométricas del instrumento, el análisis descriptivo de los ítems, el estudio de la fiabilidad a través del índice Alfa de Cronbach y el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con el programa IBM SPSS versión 25 para iOS. El AFE es actualmente una de las técnicas más utilizadas en la validación de instrumentos de evaluación psicológica. El objetivo de esta prueba es determinar el mínimo número de factores comunes a partir de los ítems del instrumento (Izquierdo, Olea, & Abad, 2014).

Dado que el instrumento tiene una base teórica fundamentada y por lo tanto una estructura teórica previamente definida, se decide realizar también un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), para considerar si el modelo propuesto por la teoría ajusta adecuadamente, llevándolo a cabo con el programa IBM AMOS 24 para Windows.

Resultados

En primer lugar, se realiza el análisis descriptivo de los ítems. En este se observa que todos los ítems obtienen respuestas dentro de todo el rango de puntuaciones (de 1 a 6) que permite el instrumento (ver tabla 2). Además, los ítems de la nueva escala de P funcionan de forma similar a los demás.

Tabla 2. Índices descriptivos de los ítems del PASA

	N	Media	Desviación
PASA1-A	397	3,13	1,65
PASA2-R	397	5,02	1,19
PASA3-P	397	3,14	1,81
PASA4-AT	397	4,41	1,35
PASA5-EC	397	4,33	1,66
PASA6-A	397	4,37	1,51
PASA7-R	397	4,87	1,50
PASA8-P	397	3,46	1,83
PASA9-AT	397	4,39	1,58
PASA10-EC	397	4,56	1,52
PASA11-A	397	3,73	1,72
PASA12-R	397	3,95	1,71
PASA13-P	397	3,51	1,82
PASA14-AT	397	4,03	1,39
PASA15-EC	397	4,43	1,49
PASA16-A	397	3,27	1,72
PASA17-R	396	3,3	1,69
PASA18-P	396	3,58	1,77
PASA19-AT	397	3,88	1,40
PASA20-EC	397	4,52	1,51

Análisis Factorial Exploratorios (AFE)

Previamente a la realización del AFE, se aplicó la prueba de Esfericidad de Barlett ($p < 0.000$) y el Índice de adecuación muestral (KMO), obteniendo un valor de 0.855, por lo que se considera que se cumplen los criterios de aplicación del estudio (Kaiser, 1974). En este sentido, se realiza el AFE con relación a los criterios definidos por Kaiser-Guttman (H. F. Kaiser, 1960). Según éstos, propone retener los factores con

valores propios mayores a 1. En este caso, se deberían retener 5 factores, con los que se explicaría un 60.3% de la variancia. Según los criterios de parsimonia de Cattell (1966), con relación al Gráfico de Sedimentación se podrían considerar adecuadas las soluciones de 2 y 5 factores.

Se realiza la extracción de los factores en base al método de máxima verosimilitud, dado que es uno de los métodos más robustos para la realización de este tipo de estudios, en el que no se requiere el cumplimiento de los criterios de normalidad. Se consideran como adecuadas cargas factoriales mayores a 0,3. En base a esto, se obtiene una estructura que permite diferenciar claramente una estructura bidimensional con los factores de EP y ES. Al extraer la solución de 5 factores encontramos que los ítems de las escalas correspondientes a EP se mezclan entre ellas, especialmente entre las escalas de R y A, lo que dificulta la interpretación de la estructura. Además, tal y como se observa en la Tabla 3, los ítems 10 y 17 no tienen suficiente carga en ninguno de los factores, lo que nos hace pensar en que su funcionamiento no sea adecuado.

Tabla 3. Matriz de cargas factoriales

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5
PASA1-A	0,32				
PASA2-R				0,44	
PASA3-P					0,748
PASA4-AT			0,397		
PASA5-EC		0,726			
PASA6-A	0,566				
PASA7-R				0,622	
PASA8-P					0,791
PASA9-AT	-0,374				
PASA10-EC					
PASA11-A				0,542	
PASA12-R				0,679	
PASA13-P					0,529
PASA14-AT			0,795		
PASA15-EC		0,644			
PASA16-A	0,651				
PASA17-R					
PASA18-P					0,41
PASA19-AT			0,66		
PASA20-EC		0,772			

Nota: Método de extracción: máxima verosimilitud. Método de rotación: Oblimin con normalización Kaiser

La fiabilidad del instrumento con este modelo tiene un Alfa de Cronbach de $\alpha = 0.665$, y en el análisis de la contribución de los ítems a la consistencia del instrumento se observa que el ítem 17, además de no tener un buen funcionamiento en la estructura factorial, hace que la consistencia del instrumento baje. Por este motivo, se plantea estudiar la estructura sin este ítem. Con relación al ítem 10, de la escala EC, al contribuir a la consistencia interna del instrumento, por validez de contenido y por modificar lo mínimo posible la estructura del instrumento original, se plantea su mantenimiento.

Las condiciones de aplicación del AFE sin el ítem 17 mejoran, con un índice de adecuación muestral $KMO = 0.860$, obteniendo también un valor significativo ($p < 0.000$)

en la prueba de esfericidad de Barlett. Según el criterio de Kaiser-Guttman se deberían retener también 5 factores, lo que explicaría un 61,73% de la variancia, aumentando el porcentaje de variancia explicada al eliminar el ítem 17. Realizando el AFE a través del método de máxima verosimilitud con rotación oblimin y normalización de Kaiser, se observa estructura simple en la solución bidimensional, pero en la solución de 5 dimensiones se obtiene una estructura más difícil de etiquetar y se reduce la interpretabilidad en comparación al modelo anterior

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Dadas las diferentes soluciones que plantea el FE, se decide realizar un AFC proponiendo diferentes modelos en base al marco teórico del instrumento y comparando diversos índices de ajuste para valorar cuál es la estructura factorial más adecuada, en base a una base teórica ya definida, de lo extraído en el AFE (Tabla 4). En primer lugar, se plantea un modelo que contiene los 20 ítems, diferenciados por las 5 subescalas (AE, P, R, AT y EC) y se plantea este mismo modelo sin el ítem 17. En segundo lugar, ya sin el ítem 17 se plantean 4 modelos más. Uno que plantea la existencia de 7 factores (5 de primer orden y 2 de segundo orden), otro que plantea la existencia de solo 4 factores (todas de primer orden, planteando una escala conjunta de A y R, la escala de P, de AT y de EC), otro modelo de 6 factores (los 4 del modelo anterior como modelos de primer orden y dos de segundo orden en relación con las escalas de EP y de ES) y finalmente un modelo de 2 factores de primer orden que diferencia todos los ítems entre EP y ES.

Tabla 4. Comparación de los índices de ajuste de los diferentes modelos

	5 factores	5 factores Sin ítem 17	7 factores Sin ítem 17	4 factores Sin ítem 17	6 factores Sin ítem 17	2 factores Sin ítem 17
Chi-squared (p)(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
CFI (2)	0.821	0.878*	0.870*	0.853	0.807	0.727
TLI (3)	0.766	0.836*	0.831*	0.808	0.807	0.657
RMSEA (4)	0.087	0.074**	0.075**	0.080*	0.080*	0.107
AIC (6)	776.33	581.33**	595.83*	640.19	644.93	948.3
BCC (7)	784,169	588,46*	602,532	646,89	440,234**	954,473

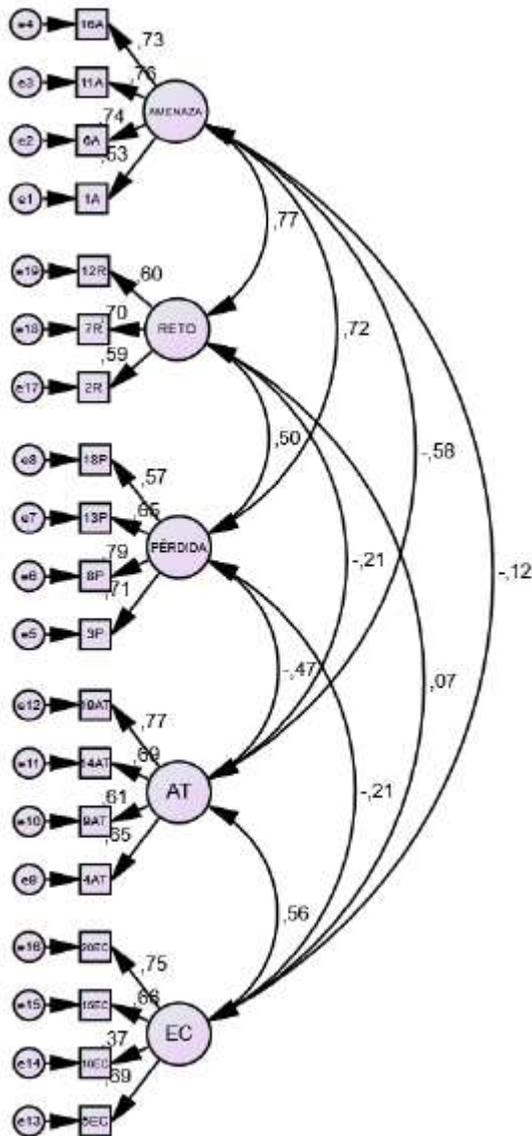
Nota: (1)Chi-squared (p), (2)CFI: Comparative Fit Index, (3)TLI: Tucker-Lewis Index, (4) RMSEA: Root mean square error of approximation , (5) AIC: Akaike Information Criterion ,(6) BCC: Browne-Cudeck criterion.*Se acerca a los criterios establecidos como óptimos.**Cumple criterios óptimos

El modelo que cumple mejor los criterios de ajuste es el segundo, que plantea la solución de 5 dimensiones de primer orden sin el ítem 17. Obtiene un índice CFI=0.878 y un índice TLI=0.836, siendo el que más se acerca a los valores óptimos de ambos, además de un índice RMSEA=0.074 dentro del rango aceptado (0,06-0,08) y finalmente obteniendo el valor AIC más pequeño de los diferentes modelos estudiados (Schreiber, Stage, King, Nora, & Barlow, 2006). Aún así, se debe tener presente que el índice Chi-squared, no es significativo (p=0.000).

Como se puede observar en la Figura 1, las covariancias entre los factores son relativamente elevadas, especialmente entre la escala de A y R (s=0,77) y entre A y P (s=0,72). Por lo que respecta a las demás covariancias, observamos valores más moderados, aunque hay una clara tendencia a covariancias más elevadas entre los factores que forman parte en el modelo teórico de EP y entre los factores que forman parte de ES. Además, entre los factores que forman parte de diferente tipo de evaluación cognitiva, las covariancias son menores, obteniendo valores entre 0,12 y 0,58. Las cargas factoriales de los ítems fluctúan entre 0,37 y 0,79. Tal y como se

observaba en el AFE, siendo el ítem 10 de la escala de EC el que menos carga factorial presenta.

Figura 1. Modelo de mejor ajuste según el AFC



Consistencia interna del instrumento

La fiabilidad del instrumento, una vez eliminado el ítem 17 obtiene un valor de Alfa de Cronbach de $\alpha = 0.674$. Teniendo en cuenta el modelo de 5 dimensiones, las diferentes escalas toman valores de $\alpha = 0.786$ para la escala de A, $\alpha = 0.651$ para la escala R, P obtiene un valor $\alpha = 0,764$, AT obtiene un valor de $\alpha = 0.765$ y finalmente para la escala EC, $\alpha = 0.704$. Aunque el modelo bidimensional no ajusta adecuadamente, se debe tener presente que obtiene valores de consistencia interna de $\alpha = 0.848$ para EP y de $\alpha = 0.784$ para EP.

Discusión

El objetivo principal del trabajo era validar el cuestionario PASA para población de habla española y, siguiendo el postulado teórico del modelo transaccional, mejorar la validez de contenido incorporando en la valoración de la evaluación primaria la escala de daño/pérdida. En este sentido y por la modificación del número de ítems de la nueva escala, nuestros datos no podrán seguir la estructura factorial del instrumento original de 4 factores, aunque sí podría cumplir la estructura de dos factores con relación a EP y ES. En el modelo obtenido en el AFE, la solución bidimensional era la que obtenía un mejor ajuste a nivel de interpretabilidad, pero el porcentaje de variancia explicada es escaso (29%). Por lo tanto, la estructura factorial más adecuada será la de 5 factores, que llega a explicar un 60% de la variancia y exceptuando las escalas de A y R, es fácil de etiquetar los diferentes factores. Esto se puede justificar por la transversalidad de los ítems 6 y 11 de A en la evaluación cognitiva en general, que recogen la importancia y la implicación del evento estresante, que a su vez viene condicionada y se complementa por ítems de R. El hecho de que no se muestre estructura simple en estas escalas es conceptualmente válido, dado que refleja la complementariedad de los elementos de la EP y se puede ver reflejado en los índices de las covariancias entre los ítems con el modelo extraído del AFC. En este sentido, cabe mencionar el hecho de que se mantiene una clara diferencia entre las escalas de EP y ES, mostrando covariancias negativas y no muy elevadas.

Los niveles de fiabilidad de las escalas A, R, P, AT y EC varían entre $\alpha = 0.674$ y $\alpha = 0.765$, mientras que para las escalas de EP se obtiene un índice de $\alpha = 0.848$ y para la escala ES $\alpha = 0.784$, por lo que se puede afirmar que se presentan niveles adecuados de consistencia interna. Esto se debe tener en cuenta en el uso del instrumento, si queremos obtener una medida de EP y ES, o bien si queremos obtener datos más concretos de las diferentes escalas del modelo de 5 factores. Dadas las

covariancias entre las diferentes escalas y su fiabilidad, se debe tener presente cómo se relacionan e interaccionan entre ellas.

El modelo de 5 dimensiones vería explicado el 61,74% de la variancia, un valor similar al obtenido en el instrumento original (62,02%). El hecho de que no aumente al añadir la escala de P, puede deberse a la gran variabilidad en la naturaleza de los eventos estresantes de la muestra. Aun así, se considera que la escala de P funciona adecuadamente, tanto por la prueba piloto realizada, que permitió demostrar la validez del instrumento en la evaluación de situaciones que han pasado previamente a la administración del PASA, como por el buen funcionamiento de los ítems y la estructura factorial, que va acorde al modelo conceptual del MTE. En este sentido, se considera cumplido el objetivo del presente estudio con relación a la creación de dicha escala.

Se valora positivamente el hecho de haber controlado a través de entrevistas cognitivas, en la prueba piloto, variables que pueden afectar a la validez del proceso de respuesta del instrumento. Además, el hecho de tener un control de la aquiescencia, a través de los ítems inversos

Limitaciones

El estudio realizado presenta diversas limitaciones. Por lo que respecta a la muestra obtenida, se plantea la necesidad de igualar el porcentaje relativo de la población de hombres y mujeres, además de mejorar la infrarrepresentación de la población de personas mayores de 65 años. En relación a esto, no se han realizado estudios de invariancia, por lo que se debería estudiar si hay un funcionamiento diferencial de los ítems en función de las variables sociodemográficas registradas (sexo, edad y nivel de estudios) o en función de las diferentes muestras.

En futuras líneas de investigación se propone mejorar el funcionamiento del ítem 17 y del ítem 10, mejorando la redacción de estos para aumentar su representatividad dentro de las escalas a las que representan.

Finalmente, y para fomentar la validez de relación con otras variables del instrumento, se plantearía realizar un estudio acorde al realizado por Gaab et al. (2005) en el que se pueda valorar la capacidad predictiva del instrumento validado, en relación con las variables fisiológicas relacionadas con el estrés. Además, se podrían plantear en futuras líneas de investigación, la validez predictiva del PASA con instrumentos que evalúen el afecto y el tipo de afrontamiento enfrente de situaciones potencialmente estresantes, tal y como plantea el MTE (Gall & Evans, 2001; Lazarus & Folkman, 1984).

Conclusiones

Se ha adaptado y traducido al español el cuestionario PASA con niveles adecuadas de fiabilidad y validez. Este instrumento mide todos los componentes de la evaluación primaria (Amenaza, Reto, Daño/Pérdida) y de la evaluación secundaria (Autoeficacia y Expectativa de resultado) siguiendo el modelo teórico transaccional de Lázarus.

Se demuestra la adecuación del instrumento para ser administrado en cualquier tipo de contexto y tanto en situaciones de anticipación, como en situaciones recientes de estrés.

Referencias

- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- Browne, G. B., Byrne, C., Roberts, J., Streiner, D., Fitch, M., Corey, P., & Arpin, K. (1988). The Meaning of Illness Questionnaire. *Nursing Research*, 37(6).
<https://doi.org/10.1097/00006199-198811000-00011>
- Carpenter, R. (2016). A Review of Instruments on Cognitive Appraisal of Stress. *Archives of Psychiatric Nursing*, 30(2), 271-279.
<https://doi.org/10.1016/j.apnu.2015.07.002>
- Cattell, R. B. (1966). The Screen Test For The Number Of Factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245-276. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10
- Fernández-Castro, J. (2009). Alegría ante la adversidad. El análisis de los factores que mantienen las emociones positivas en situaciones aversivas. En E.G. Fernández-Abascal (Ed.), *Emociones Positivas y Salud* (pp. 217–228). Madrid: Pirámide.
- Gaab, J., Rohleder, N., Nater, U. M., & Ehlert, U. (2005). Psychological determinants of the cortisol stress response: The role of anticipatory cognitive appraisal. *Psychoneuroendocrinology*, 30(6), 599-610.
<https://doi.org/10.1016/j.psyneuen.2005.02.001>
- Gall, T. L., & Evans, D. R. (2001). The Dimensionality of Cognitive Appraisal and Its Relationship to Physical and Psychological Well-Being. *The Journal of Psychology*, 121(6), 539-546. <https://doi.org/10.1080/00223980.1987.9712682>
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs, and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. Spielberger (Eds.), *En Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). Psychology Press.
<https://doi.org/10.4324/9781410611758-6>
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26(3), 395-400.
<https://doi.org/10.7334/psicothema2013.349>
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*. *Educational and psychological measurement*. Recuperado de <http://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/001316446002000116>
- Kaiser, H. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-6
- Kemeny, M. E. (2003). The psychobiology of stress. *Current Directions in Psychological Science*, 12(4), 124–129. doi:10.1111/1467-8721.01246.
- Kessler, T. (1998). The Cognitive Appraisal of Health Scale: development of psychometric evaluation. *Research in nursing & health*, 21(1), 73-82.
[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1098-240X\(199802\)21:1](https://doi.org/10.1002/(SICI)1098-240X(199802)21:1)
- Lazarus, R., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. Springer. New York

- Lazarus, R.S., & Folkman, S. (1986). *Estrés y procesos cognitivos*. Barcelona: Martínez Roca.
- Lazarus, R.S. (1994). *Emotion and Adaptation* (p. 557). Oxford University Press.
- McEwen, B. S. (2007). Physiology and Neurobiology of Stress and Adaptation : Central Role of the Brain. *Physiology*, 87(3), 873-904
<https://doi.org/10.1152/physrev.00041.2006>.
- Mikolajczak, M., & Luminet, O. (2008). Trait emotional intelligence and the cognitive appraisal of stressful events: An exploratory study. *Personality and Individual Differences*, 44(7), 1445–1453. doi:10.1016/j.paid.2007.12.012.
- Oberst, M. (1991). Appraisal of illness scale: Manual for use. Detroit: Wayne State University. Peacock, E. J., & Wong, P. T. P. (1990). The stress appraisal measure (SAM): A multidimensional approach to cognitive appraisal. *Stress Medicine*, 6(3), 227-236.<https://doi.org/10.1002/smi.2460060308>
- Schreiber, J. B., Stage, F. K., King, J., Nora, A., & Barlow, E. A. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *Journal of Educational Research*, 99(6), 323-337. <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- Smith, C.A. & Lazarus, R.S. (1993). Appraisal components, core relational themes, and the emotions. *Cognition & Emotion*, 7(3/4), 233-269.
- Smith, C.A., & Kirby, L.D. (2011). The role of appraisal and emotion in coping and adaptation. In A. Baum & R. J. Contrada (Eds.), *Handbook of Stress Science: Biology, Psychology, and Health* (pp. 195–208). New York: Springer Publishing Company.
- Stanton, A.L., Revenson, T.A., & Tennen, H. (2007). Health Psychology: Psychological Adjustment to Chronic Disease. *Annual Review of Psychology*, 58, 565–592. doi:10.1146/annurev.psych.58.110405.085615.

FORMATO DE LA ESCALA Y SISTEMAS DE OBTENCIÓN DE LAS PUNTUACIONES.

El cuestionario PASA se debe aplicar en referencia a un hecho estresante o destacado reciente e identificado. No debe haber ocurrido otra situación estresante antes de la evaluación. El hecho estresante puede ser evaluado, adicionalmente, en función de su gravedad o importancia desde un punto de vista objetivo.

Las siguientes afirmaciones se refieren a valoraciones sobre cómo está viviendo usted la situación en este momento. Le pedimos que responda con sinceridad, sin entretenerse demasiado en cada afirmación. Recuerde que no hay respuestas correctas o incorrectas, nos interesa su opinión.

Para cada frase debe marcar el grado en que está de acuerdo o en desacuerdo con la misma. Por favor, responda a todas las afirmaciones, marcando con una cruz la casilla que mejor se ajuste a su caso.

	Totalmente en desacuerdo	Bastante en desacuerdo	Moderadamente en desacuerdo	Moderadamente de acuerdo	Bastante de acuerdo	Totalmente de acuerdo
1 No me siento amenazado/a por la situación						
2 La situación es importante para mí						
3 Siento que he perdido algo en esta situación						
4 Sé lo que puedo hacer en esta situación						
5 Depende principalmente de mí que supere la situación						
6 Esta situación me preocupa						
7 Esta situación no tiene importancia para mí						
8 No siento que en esta situación haya perdido algo						
9 No sé qué debería hacer ahora						
10 La mejor forma que tengo de protegerme del fracaso en esta situación es a través de mis acciones						
11 No estoy preocupado porque la situación no me supone ninguna amenaza						
12 La situación no supone un reto para mí						
13 Esta situación no supone una pérdida para mí						
14 En esta situación se me ocurren muchas posibilidades de actuación						
15 Yo puedo influir en gran parte de lo que ocurre en esta situación						
16 Esta situación me asusta						
17 Esta situación me estimula						
18 Esta situación me entristece						
19 Se me ocurren muchas soluciones para resolver esta situación						
20 Si supero la situación será gracias a mi esfuerzo y mi implicación personal						

PUNTUACIÓN DEL CUESTIONARIO PASA

Puntuaciones de cada ítem: de 1 (totalmente en desacuerdo) a 6 (Totalmente de acuerdo)

Ítems inversos: Pasa1, Pasa7, Pasa8, Pasa9, Pasa11, Pasa12, Pasa13

Escalas Primarias

Amenaza: Pasa 1, Pasa 6, Pasa 11, Pasa 16

Reto: Pasa 2, Pasa 7, Pasa 12, Pasa 17

Pérdida: Pasa 3, Pasa 8, Pasa 13, Pasa 18

Autoeficacia: Pasa 4, Pasa 9, Pasa 14, Pasa 19

Expectativa de control): Pasa 5, Pasa 10, Pasa 15, Pasa 20

Escalas Secundarias

Evaluación Primaria (PA): Pasa 1, Pasa 6, Pasa 8, Pasa 11, Pasa 16, Pasa 2, Pasa 7, Pasa 12, Pasa 17, Pasa 3, Pasa 13, Pasa 18.

Evaluación Secundaria (SA): Pasa 4, Pasa 9, Pasa 14, Pasa 19, Pasa 5, Pasa 10, Pasa 15, Pasa 20.