

Raul F. Palma-Álvarez^{1,2,3,4,*}
 Constanza Daigre^{1,2,3,4}
 Elena Ros-Cucurull^{1,2,3,4}
 Marta Perea-Ortueta^{1,3}
 Pedro Serrano-Pérez^{1,2,3}
 Germán Ortega-Hernández^{1,3}
 Josep A. Ramos-Quiroga^{1,2,3,4}
 Lara Grau-López^{1,2,3,4†}
 Carlos Roncero^{5,6†}

Análisis factorial confirmatorio de la escala de alexitimia de toronto de 20 ítems en pacientes españoles con trastorno por uso de sustancias

¹ Departamento de Psiquiatría, Hospital Univeristari Vall d'Hebron, Barcelona, España

² Departamento de Psiquiatría y Medicina Legal, Universitat Autònoma de Barcelona, Bellaterra, España

³ Centro de Investigación Biomédica en Red de Salud Mental, CIBERSAM, Barcelona, España

⁴ Centro de Investigación Biomédica en Red de Salud Mental, CIBERSAM, Barcelona, España

⁵ Servicio de Psiquiatría, Complejo Asistencial Universitario de Salamanca, Instituto de Biomedicina, Universidad de Salamanca, Salamanca, España

⁶ Unidad de Psiquiatría, Escuela de Medicina, Universidad de Salamanca, Salamanca, España

† Ambos autores contribuyeron en el mismo nivel

RESUMEN

La alexitimia es altamente prevalente en pacientes con trastorno por uso de sustancias (TUS) y ha sido relacionado con la patogénesis y la evolución del TUS. Sin embargo, el instrumento más frecuentemente usado para la medición de la alexitimia (la Escala de Alexitimia de Toronto de 20 ítems - TAS-20) ha sido poco estudiado en cuanto a sus propiedades psicométricas en pacientes con TUS. Solamente cinco estudios han evaluado las características psicométricas de la TAS-20 en pacientes con TUS y ninguno en población española con TUS. Por lo anterior, se realizó un análisis factorial confirmatorio y de fiabilidad en una muestra de pacientes españoles con TUS (n=126; 75,4% hombres; edad media de 43,7±14,6 años). El análisis factorial confirmatorio se realizó considerando que la TAS-20 tiene una estructura de tres factores (Dificultad para Identificar Sentimientos [DIF]; Dificultad para Describir Sentimientos [DDF]; Pensamiento Orientado hacia lo Externo [EOT]). En general, la TAS-20 tiene unas propiedades psicométricas adecuadas en pacientes españoles con TUS. Sin embargo, el modelo clásico de tres factores de la TAS-20 se ajusta solo moderadamente bien en pacientes españoles con TUS, siendo los factores DIF y DDF los constructos fiables y válidos, mientras que el factor EOT necesita más investigación y debe analizarse con cautela en pacientes con adicciones.

Palabras claves. Alexitimia; Análisis factorial confirmatorio; Psicometría; Español; Trastorno por uso de sustancias; Escala Toronto de Alexitimia.

Actas Esp Psiquiatr 2022;50(5): 208-15 | ISSN: 1578-2735

CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS OF SPANISH PATIENTS WITH SUBSTANCE USE DISORDERS USING A 20-ITEM TORONTO ALEXITHYMIA SCALE

ABSTRACT

Alexithymia is highly prevalent in patients with substance use disorders (SUDs) and has been implied in SUD pathogenesis and treatment outcomes. However, the psychometric properties of the most-used instrument for evaluating alexithymia (the 20-item Toronto Alexithymia Scale, TAS-20) have been scarcely studied in relation to SUD patients. Specifically, only five psychometric studies have been performed with samples of SUD patients, and no studies have focused exclusively on Spanish patients with SUDs. Therefore, the aim of the present study was to examine the internal accuracy and reliability of the TAS-20 with a sample of Spanish SUD patients (n = 126; 75.4% male; mean age 43.7 ± 14.6 years). A reliability analysis and a confirmatory factor analysis were executed, considering that TAS-20 has a three-factor structure (difficulty identifying feelings [DIF]; difficulty describing feelings [DDF]; externally oriented thinking [EOT]). The results indicated that TAS-20's psychometric properties are acceptable for assessing alexithymia in Spanish patients with SUDs. However, the three-factor model of TAS-20 was found to fit only moderately well with the patient sample, with DIF and DDF being the most reliable and valid constructs. In contrast, the EOT factor needs further research and should be cautiously analyzed in the context of patients with addictions.

* Autor de correspondencia:

Raul Felipe Palma-Álvarez, MD, PhD

Department of Psychiatry, Hospital Univeristari Vall d'Hebron, Barcelona, Spain.

Passeig de la Vall d'Hebron, 119-129, 08035 - Barcelona

Tel: +34 93 489 38 80. Fax: +34 93 489 45 87.

Email: rpalma@vhebron.net

Keywords. Alexithymia; Confirmatory factor analysis; Psychometrics; Spanish; Substance use disorder; Toronto Alexithymia Scale

INTRODUCCIÓN

La alexitimia es un constructo considerado un rasgo multidimensional que implica dificultades para reconocer y/o describir sentimientos, dificultad para diferenciar los sentimientos de las percepciones corporales, una disminución o ausencia del pensamiento simbólico y un estilo cognitivo orientado hacia el exterior¹⁻⁴. La alexitimia ha sido relacionada con diversas patologías psiquiátricas, incluyendo el trastorno por uso de sustancias (TUS)⁴⁻⁸. Se considera que los pacientes con TUS presentan altos niveles de alexitimia y se considera un rasgo altamente prevalente cuando la alexitimia es analizada como una variable categórica, llegando hasta prevalencias tan altas como 67% en pacientes con TUS^{6,9}. De igual forma, la alexitimia se ha relacionado con la patogénesis, el craving, las comorbilidades y el pronóstico del TUS^{5,6,10-12}.

Debido a las implicaciones clínicas y de investigación, se han desarrollado varios instrumentos para medir la alexitimia¹³. El instrumento más conocido y ampliamente utilizado es la Escala de Alexitimia de Toronto de 20 ítems (TAS-20), siendo considerado el "Gold Standard" para la evaluación de la alexitimia^{2,14-16}. Esta escala ha demostrado una clara fiabilidad y validez en muestras clínicas y no clínicas en numerosos idiomas (más de 30) y culturas^{15,17-22}. Los autores de TAS-20 han recomendado el uso de análisis factoriales confirmatorios (AFC) para evaluar la validez de TAS-20 entre las diferentes culturas y muestras^{17,18}. A través de los AFCs se ha establecido (aunque con cierta controversia) que la TAS-20 proporciona una solución factorial de tres factores que incluyen: dificultades para identificar sentimientos (DIF), dificultades para describir sentimientos (DDF) y pensamiento orientado externamente (EOT)^{2,14-16,18,23}. Es importante señalar que, en general, la DIF y la DDF se correlacionan altamente y, por el contrario, el EOT tiende a tener una correlación menor con DIF y DDF (especialmente en muestras clínicas)^{2,15,19,24}. Además, algunas investigaciones reportan una baja fiabilidad interna del factor EOT, especialmente en las versiones traducidas^{15,21,25}. En cualquier caso, un AFC metanáltico que evaluaba las dimensiones de la TAS-20 mediante un análisis que incluía 62 estudios y más de 69.000 individuos concluyó que la solución factorial de tres factores se ajustaba mejor comparado con otras soluciones factoriales²³.

La TAS-20 se ha utilizado en pacientes con trastorno por consumo de alcohol y otros TUS, pero pocos estudios han realizado AFC para evaluar las propiedades psicométricas y la validez de TAS-20. Hasta donde sabemos, solamente cinco

estudios han evaluado TAS-20 por AFC en muestras compuestas exclusivamente por pacientes con TUS o trastorno por consumo de alcohol (en farsi, inglés y polaco)^{19,24-27}. Hay otros estudios con AFC que se han realizado con muestras mixtas que incluían cierto porcentaje de paciente con TUS^{20,21,28,29}. A pesar de que la TAS-20 generalmente muestra unas propiedades psicométricas adecuadas en muestras de pacientes con TUS (consistencia interna, homogeneidad y validez de constructo)^{19,21,25,26}, aún existen dudas sobre las soluciones factoriales en pacientes con TUS^{20,24}. En cualquier caso, no existen AFC para TAS-20 publicados en población española con TUS. Martínez-Sánchez (1996) tradujo al español la TAS-20³⁰ y Páez et al. (1999) la evaluaron mediante un AFC en población española general sin ningún trastorno psiquiátrico (la muestra fue reclutada en dos regiones de España). En este último estudio, se describió unas características psicométricas adecuadas y un modelo factorial de 3 factores²². Hay otros estudios que han usado AFCs en pacientes hispanohablantes en América latina pero ninguno de ellos empleó muestras de pacientes con TUS³¹⁻³³. Por otra parte, es extremadamente importante que las escalas e instrumentos psicológicos se adapten para que sean confiables y válidos en diferentes poblaciones, entornos, idiomas y culturas^{17,34}.

Debido al gran interés científico y relevancia clínica de la alexitimia en el TUS y la necesidad de disponer de un instrumento confiable y preciso para la evaluación de la alexitimia que permita la comparación con otros estudios a nivel mundial, este estudio tiene como objetivo examinar la precisión y fiabilidad interna en una muestra de pacientes españoles con TUS.

METODOLOGÍA

Participantes y procedimientos

Este estudio se realizó en un centro de tratamiento ambulatorio de adicciones en Barcelona (España) entre enero de 2018 y enero de 2019. Todos los pacientes habían iniciado un nuevo proceso de tratamiento y debían cumplir los siguientes para ser incluidos: tener 18 o más años, cumplir los criterios de TUS según la quinta edición del Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales (DSM-5)³⁵, estar en consumo activo de sustancias y entender y firmar el consentimiento informado. Los criterios de exclusión eran: presentar un deterioro cognitivo, barreras en la comunicación y participación actual en cualquier ensayo farmacológico. Todos los sujetos que aceptaban la participación y firmaron el consentimiento informado tras una exhaustiva explicación del estudio y resolución de dudas. No se otorgó ninguna compensación económica por participar. Este estudio fue aprobado por el Comité de Ética del Hospital según la Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial.

Medidas

Variables sociodemográficas y clínicas

Un cuestionario AdHoc fue diseñado para recolectar y sistematizar la información relacionada con las características sociodemográficas y clínicas.

Escala Toronto de alexitimia

Este instrumento mide la alexitimia a través de 20 ítems autorreportados que se califican de uno (*totalmente en desacuerdo*) a cinco (*totalmente de acuerdo*). Se considera que a mayor puntuación (sumatoria total) hay mayor nivel de alexitimia^{14,16}. Diversos estudios con muestras clínicas y no clínicas han descrito que la TAS-20 tiene una estructura factorial de tres factores: DIF, DDF, EOT^{14,15,24}. La versión en español fue utilizada en este estudio, esta versión ha demostrado propiedades psicométricas similares comparada con la versión original, tanto en análisis factorial exploratorio como en AFC^{22,30}. Martínez-Sánchez (1996) reportó que esta escala tenía un coeficiente alfa de Cronbach de 0,78 y una alta fiabilidad test-retest ($r= 0,716$; $p < .001$). Asimismo, en línea con la versión original, una estructura de 3 factores se ha descrito en la versión española^{22,30}.

Análisis estadístico

Según lo recomendado por los desarrolladores originales del TAS-20 y para compararlo con publicaciones similares anteriores, se ejecutó un AFC^{14,15,18}. Específicamente, se realizó mediante el método de máxima verosimilitud (ML). El AFC ofrece una evaluación precisa de la estructura factorial hipotética o sugerida mediante el uso de una diversidad de pruebas, indicadores e índices estadísticos^{18,36,37}. Hay que tener en cuenta que no existe un Gold Standard en cuanto a los índices de ajuste, por lo tanto, decidimos utilizar los índices empleados en AFC anteriores realizados en muestras clínicas y no clínicas (pacientes con SUD). De esta forma, se utilizaron los siguientes índices: la ratio $\chi^2/df < 3$, índice de bondad de ajuste (GFI) $> 0,85$, el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) $< 0,08$, el índice de ajuste comparativo (CFI) $> 0,90$ y el índice de Tucker-Lewis (TLI) $> 0,90$ ^{36,38,39}. A pesar de las controversias que existen de la ratio χ^2/df por la gran influencia que tiene el tamaño muestral en este ratio, se decidió utilizarlo dado que este ratio se usó en los AFC iniciales de la TAS-20 y es familiar para numerosos investigadores, ya que se ha empleado por un mucho tiempo como indicador de ajuste^{14,16,17,36,39}. Es importante señalar que el RMSEA, el CFI y el TLI son escasamente afectados por el tamaño muestral, mientras que el GFI es dependiente del tamaño muestral^{16,37,39,40}. Además, se recomienda el uso del RMSEA en la investigación de rasgos de personalidad⁴⁰. Por

todo lo anterior se escogieron dichos índices. Por otra parte, para comparar con AFC anteriores realizados en muestras no clínicas (estudios de validación) y muestras clínicas con TUS, tres modelos factoriales fueron evaluadas:

- Modelo de un único factor (*Modelo 1*): incluía todos los ítems
- Modelo de dos factores (*Modelo 2*): el factor DIF y el factor DDF se consideran como un único factor (ítems: 1,2,3,4,6,7,9,11,12,13,14,17) y el factor EOT como el segundo factor (ítems 5,8,15,16,18,19,20).
- Modelo de 3 factores (*Modelo 3*): DIF (ítems 1,3,6,7,9,13,14), DDF (ítems 2,4,11,12,17) y EOT (ítems 5,8,15,16,18,19,20).

Estos modelos factoriales fueron elegidos luego de un análisis de los modelos más frecuentemente evaluados en investigación sobre TUS^{19,20,23-26,28,29}. También porque el AFC de la versión española del TAS-20 mostraba una solución factorial de tres factores^{17,22}. Se realizó además el índice de validación cruzada esperado (ECVI) para elegir el mejor de los modelos analizados, teniendo en cuenta que el modelo con el valor de ECVI más bajo representa el mejor³⁹.

La fiabilidad interna se evaluó mediante el cálculo de los coeficientes alfa de Cronbach para los tres factores y para la escala completa. Adicionalmente, se ejecutó una correlación de Pearson para los factores y para el total de la TAS-20. Todas las pruebas estadísticas fueron bilaterales, y un valor de $p < 0,05$ se consideró estadísticamente significativo. Aunque se disponía de información completa, se hubiera administrado un pairwise method si fuere necesario. El AFC se realizó con la versión de JASP 0,04,01, mientras que todos los demás análisis se ejecutaron con SPSS 21.

RESULTADOS

De los 204 pacientes potenciales, se incluyeron 126 pacientes y se excluyeron 78 (en 26 casos no había un consumo activo de sustancias, 21 pacientes tenían barrera lingüística y finalmente 31 pacientes no aceptaron participar). De esta forma, la muestra final consistía en 75,4% hombres y una edad media de $43,7 \pm 14,6$ años. 86,8% tenía menos de 8 años de estudios y 67,7% estaban desempleados. En orden decreciente, en relación al TUS a lo largo de la vida (excluyendo el tabaco) se encuentra que: 62,8% tenía un trastorno por uso de alcohol, 61,7% tenía un trastorno por uso de cocaína, 60,6% tenía un trastorno por uso de cánnabis, 21,3% tenía un trastorno por uso de opioides u 19,2% tenía un trastorno por uso de benzodiazepinas. Hay que resaltar que el 57,4% de la muestra había tenido uso de dos o más sustancias.

Con respecto al AFC, el modelo 1 se ajusta solamente a dos criterios (la ratio χ^2/df y el GFI), mientras que los modelos 2 y 3 se ajustan a tres de los cinco criterios (la ratio χ^2/df , el GFI y el RMSEA; ver Tabla 1 para ver los

resultados y las comparaciones con estudios previos). Con respecto al ECVI, para el modelo 1 fue 3502, mientras que para los modelos 2 y 3 fue 3338 y 3298 respectivamente. Las cargas factoriales para cada modelo se muestran en la

Tabla 1		Resultados del presente estudio y comparación con estudios previos (en población general y en pacientes con TUS de estudios independientes).								
Studio	Idioma (País)	Sustancia	Modelos factoriales	χ^2	df	χ^2/df	GFI	RMSEA	TLI	CFI
<i>Población general (estudios de validación)</i>										
Bagby et al., 1994	Inglés (Canadá)	-	3 (Teórico)	No significativo			>0,85			
			3	502,85	167	3,01	0,886			
Parker et al., 2003	Inglés (Canadá)	-	3 (Teórico)				>0,90	<0,08	>0,90	
			3				0,98	0,060	0,97	
Taylor et al., 2003 ^a		-	3 (Teórico)				<5 (preferible <2)	≥0,85	≤0,08	≥0,80
Páez et al., 1999	Español (España)	-	3	707,49	167	4,24	0,90			
<i>Pacientes con TUS</i>										
Besharat, 2008	Farsi (Irán)	Cualquier TUS	3				0,93	0,050	0,93	
Bressi et al., 1996	Italiano (Italia)	Muestra mixta (no se especifica %) ^b	3				0,95	0,90		
Cleland et al., 2005	Inglés (EEUU)	Cualquier TUS	2	400,62	169	2,37	0,080		0,81	
			3	341,44	167	2,04	0,070		0,86	
Haviland & Resie, 1996	Inglés (EEUU)	Cualquier TUS	3	501,36	167	3,00	0,80			
Loas et al., 2001	Francés (Francia)	Muestra mixta (56,4% con TUS) ^b	2	596,51	169	3,52	0,91			
			3	557,41	167	3,34	0,92			
Meganck et al., 2008	Neerlandés (Bélgica)	Muestra mixta (3% con TUS) ^b	1	918,35	170	5,40	0,100		0,80	
			2	672,23	169	3,98	0,086		0,86	
			3	453,71	167	2,72	0,065		0,92	
Müller et al., 2003	Alemán (Alemania)	Muestra mixta (no se especifica %) ^b	1	373,1	170	2,19	0,84	0,077		
			2	320,4	169	1,90	0,87	0,066		
			3	309,3	167	1,85	0,87	0,065		
Scigala et al., 2020	Polaco (Polonia)	Alcohol	1	536,28	170	3,15	0,112		0,73	0,76
			2	1018,22	169	6,02	0,101		0,86	0,87
			3	506,49	167	3,03	0,108		0,75	0,78
Thorberg et al., 2010	Inglés (Australia)	Alcohol	1	547,11	171	3,20	0,100		0,69	
			2	348,73	165	2,11	0,070		0,85	
			3	312,96	164	1,91	0,060		0,88	
<i>Presente estudio: pacientes españoles con TUS</i>										
Presente estudio	Español (España)	Cualquier TUS	1	321,21	170	1,89	0,959	0,084	0,774	0,798
			2	298,65	169	1,77	0,964	0,078	0,805	0,826
			3	289,50	167	1,73	0,964	0,076	0,813	0,836

^a Artículo de revisión sobre las validaciones de la TAS-20 que usaban AFC en 18 idiomas y 19 países.

^b Muestras que incluían pacientes con trastornos psiquiátricos y TUS.

CFI: índice de ajuste comparativo; EEUU: Estados Unidos de América GFI: índice de bondad de ajuste; RMSEA: error cuadrático medio de aproximación; TUS: trastorno por uso de sustancias; TLI: índice de Tucker-Lewis;

Tabla 2. Específicamente, para el modelo 3 es importante señalar que todos los factores del DIF cargaron correctamente ($>0,35$) y todos fueron significativos, y de manera similar, todos los elementos DFF cargaron más de 0,35 y fueron significativos, a excepción del ítem 4 (que no cargó correctamente ni fue significativo). Finalmente, cuatro de los ocho ítems de la EOT no cargaron más de 0,35

Ítems	Cargas factoriales de acuerdo a los modelos evaluados.		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
	DIF+DDF+EOT	DIF+DDF	DIF
1	0,984	0,987	0,984
3	0,873	0,877	0,116
6	0,770	0,778	0,775
7	0,933	0,921	0,925
9	1,048	1,060	1,070
13	0,980	0,975	0,978
14	0,788	0,790	0,793
		DDF	DDF
2	0,899	0,898	0,965
4	0,091*	0,076*	0,144*
11	0,542	0,539	0,640
12	0,642	0,642	0,697
17	0,633	0,622	0,656
		EOT	EOT
5	0,216	0,349	0,128
8	0,578	-0,057*	-0,054*
10	-0,074*	0,872	0,855
15	0,302	0,137*	0,151*
16	0,261	0,365	0,353
18	0,255	0,716	0,706
19	-0,043*	0,668	0,682
20	0,105*	-0,180*	-0,187*

* $p > 0,05$, todos los otros ítems fueron estadísticamente significativos

DIF: dificultad en identificar emociones; DDF: dificultad en describir emociones; EOT: pensamiento orientado a lo externo.

(ítems 5, 8, 15, 20) y tres ítems no fueron estadísticamente significativos, por lo que estos ítems apenas explican la varianza (ítems 8, 15, 20).

Analizando la Tabla 3, todos los factores estaban altamente correlacionados y, según Taber (2018)⁴¹, el coeficiente del alfa de Cronbach para la TAS-20 total era altamente fiable (ver Tabla 3). Sin embargo, con respecto a cada factor, solo DIF fue altamente fiable, mientras que

DDF fue moderadamente fiable y EOT no se puede considerar fiable.

	Media±DS	Alfa de Cronbach	DIF	DDT	EOT
DIF	19,99 ± 6,84	0,881	-		
DDF	14,60 ± 4,36	0,620	0,680*	-	
EOT	22,67 ± 4,48	0,499	0,391*	0,367*	-
Total	57,27 ± 12,84	0,831	0,901*	0,830*	0,682*

* $p < 0,01$

DIF: dificultad en identificar emociones; DDF: dificultad en describir emociones; EOT: pensamiento orientado a lo externo.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Hasta donde sabemos, este es el primer estudio sobre las propiedades psicométricas del TAS-20 en pacientes españoles con TUS. En general, los resultados actuales son similares a otros estudios realizados en población clínica y no clínica, siendo la TAS-20 un instrumento fiable y válido¹⁵. En general, la versión española de la TAS-20 en pacientes con TUS tiene una consistencia interna adecuada y es válido. En cuanto al AFC, la estructura original de tres factores se ajusta mejor en comparación con los otros modelos analizados, a pesar de que no se lograron todos los índices de ajuste esperados. Sin embargo, si se analiza en profundidad este modelo de tres factores, surgen varios aspectos cuestionables, que también han sido descritos en estudios previos realizados en otras muestras de pacientes con TUS de culturas e idiomas diferentes (especialmente en lo que respecta al factor EOT)^{19-21,24,25,29}.

El factor DIF fue el factor más altamente fiable y tuvo el mejor perfil de cargas factoriales con respecto a los otros factores (además, todos los ítems de DIF fueron significativos). Con respecto al factor DDF, fue moderadamente fiable y todos sus ítems tuvieron adecuadas cargas factoriales y fueron significativos (excepto por el ítem 4). Este perfil de cargas del factor DDF es muy similar al estudio realizado por Thorberg et al. 2010)²⁴ en pacientes con trastorno por uso de alcohol, en el que el ítem 4 tuvo una carga factorial por debajo del punto de corte y no fue significativo. Sorprendentemente, la fiabilidad del factor DDF es ligeramente inferior (0,62) si se compara con estudios previos en

pacientes con TUS donde se ha descrito unos coeficientes del alfa de Cronbach entre 0,66²⁰ y 0,74¹⁹. Por otra parte, el factor EOT tiene varios problemas en el estudio actual. Tiene una baja fiabilidad y tiene varios problemas con las cargas factoriales en el AFC (además muchas de esas cargas no fueron significativas). Este resultado podría ser esperado ya que varias investigaciones previas han reportado que el EOT puede tener una consistencia interna deficiente, tanto en muestras clínicas como no clínicas en varios idiomas y culturas^{15,17,20}. Particularmente en pacientes con TUS, solo dos estudios reportan un alfa de Cronbach superior a 0,60^{25,26}. Algunos autores argumentan que estos problemas con el factor EOT podrían ser asociados con el diseño de este instrumento dado que es un problema global entre los diferentes idiomas, culturas y muestras²⁹. Desde una perspectiva transcultural, algunos elementos del factor EOT pueden verse influidos por factores sociales y culturales debido a que la forma en que se comparten las emociones/sentimientos o el comportamiento apropiado en la comunicación de sentimientos está fuertemente influido por la cultura. (e.g, los ítems 15 o 18)^{15,23,42}. En esta línea, algunos investigadores señalan que los ítems del factor EOT son difíciles de traducir y adaptar desde una perspectiva de lenguaje e idea conceptual^{15,42}. Por otra parte, los resultados sobre los factores DIF y DDF son similares a estudios previos, ambos factores son habitualmente descritos como los fiables y válidos de la TAS-20, tanto en muestras clínicas como en muestras generales^{15,19,20,24-26}. Por lo tanto, analizando los resultados actuales y estudios previos, los factores DIF y DDF son probablemente los mejores factores que caracterizan la alexitimia cuando se administra TAS-20 en pacientes con TUS^{19,24}, mientras que el factor EOT debería ser analizado con cautela en los pacientes con adicciones^{24,27}. Por ello, algunos autores han propuesto realizar una modificación del factor EOT cuando la TAS-20 es usada en pacientes con TUS^{24,25}. Finalmente, es importante tener en cuenta que la TAS-20 fue desarrollada originalmente para ser analizada en su puntaje total¹⁵ y en un estudio publicado recientemente por los desarrolladores originales de la TAS-20 concluyen que debería considerarse la TAS-20 como un único constructo al realizar un modelo bifactorial⁴³. Así, el uso de los factores de la TAS-20 podría ser cuestionable y debería ser usado el puntaje total en la práctica clínica diaria y en investigación⁴³.

Este estudio debe ser analizado teniendo en cuenta sus limitaciones. El tamaño muestral es pequeño, sin embargo, se han realizado varios AFC de la TAS-20 con muestras similares o incluso más pequeñas¹⁷; para compensar este punto, utilizamos índices de ajuste que se ven poco o nada afectados por el tamaño de la muestra. Otra limitación está relacionada con los modelos factoriales evaluados, analizamos solo tres modelos (los modelos factoriales más estudiados).

Mientras que otros autores que han ejecutado varios AFC con diferentes modelos que no se han replicado otras culturas^{19,20}. Por otro lado, este estudio es el primero en analizar la TAS-20 mediante un AFC en pacientes españoles con TUS. Además, los pacientes incluidos cumplían los criterios actuales de TUS según el DSM-5 (estudios previos usaban criterios antiguos o no especificaban que criterios diagnósticos utilizaban)^{19,24-26,28}.

De acuerdo a los resultados aquí presentados, en general, la versión española de la TAS-20 traducida por Martínez-Sánchez (1996)³⁰ tiene unas adecuadas propiedades psicométricas en pacientes españoles con TUS. Sin embargo, el modelo clásico de tres factores de este instrumento no se ajusta del todo en pacientes españoles con TUS, por lo que la interpretación de los componentes factoriales de este instrumento en pacientes con TUS debe basarse especialmente en DIF y DDF. Además, en línea con estudios previos^{24,25}, se necesita más investigación sobre la TAS-20 en el TUS y, hasta entonces, el factor EOT debe analizarse con cautela en pacientes con adicciones.

CONFLICTOS DE INTERÉS

El Dr. Palma-Álvarez ha recibido honorarios por ser *speaker* para Angelini, Casen Recordati, Exeltis, Lundbeck, MSD, Mundipharma y Takeda. La Dra. Ros-Cucurull ha recibido honorarios por ser *speaker* para Janssen-Cilag, Lundbeck, Otsuka, Pfizer, Lilly, Servier, Rovi y Juste. Ella ha recibido honorarios por proyectos con Lundbeck, Esteve, Pfizer, Rovi, Exeltis, Servier y Eisai. Ella ha recibido honorarios por su participación como miembro de un board de Janssen-Cilag. Ella no tiene otros conflictos de interés que reportar. El Dr. Ramos-Quiroga ha recibido honorarios por ser *speaker* para Janssen-Cilag, Shire, Lilly, Ferrer, Medice y Rubió. Él ha recibido fondos para investigación de Janssen-Cilag, Lilly, Ferrer, Lundbeck y Rubió. La Dra. Grau-López ha recibido honorarios por ser *speaker* para Janssen-Cilag, Lundbeck, Servier, Otsuka y Pfizer. El Dr. Roncero ha recibido honorarios por ser *speaker* para Janssen-Cilag, Ferrer-Brainfarma, Pfizer, Indivior, Lundbeck, Otsuka, Servier, GSK, Rovi, Astra, Gilead, MSD, Sanofi y Exeltis. Él ha recibido honorarios por su participación como miembro de boards de JanssenCilag, Lundbeck, Gilead, MSD, Indivior y Mundipharma. Él ha llevado a cabo el proyecto PROTEUS que fue financiado por una beca de Reckitt-Benckiser/Indivior. Él ha recibido una beca para educación médica de Gilead. Los demás autores no reportan ningún conflicto de interés potencial.

AGRADECIMIENTOS

Agradecemos a la Dra. Quesada y la Dra. Salas por su apoyo en esta investigación.

FINANCIACIÓN

Esta investigación no recibió ninguna financiación de entidades públicas, comerciales o entidades sin ánimo de lucro.

BIBLIOGRAFÍA

- Taylor GJ, Bagby RM. New Trends in Alexithymia Research. *Psychother Psychosom.* 2004;73(2):68-77.
- Goerlich KS. The multifaceted nature of alexithymia – A neuroscientific perspective. *Front Psychol.* 2018;9:1614.
- Taylor GJ, Bagby RM. Examining Proposed Changes to the Conceptualization of the Alexithymia Construct: The Way Forward Tilts to the Past. *Psychother Psychosom.* 2021; 90(3):145-55.
- Váldez M, Jódar I, Ojuel J, Sureda B. [Alexithymia and verbal intelligence: a psychometric study]. *Actas Esp Psiquiatr.* 2001;29(5):338-42.
- Orsolini L. Unable to Describe My Feelings and Emotions Without an Addiction: The Interdependency Between Alexithymia and Addictions. *Front Psychiatry.* 2020;11:543346.
- Morie KP, Yip SW, Nich C, Hunkele K, Carroll KM, Potenza MN. Alexithymia and Addiction: A Review and Preliminary Data Suggesting Neurobiological Links to Reward/Loss Processing. *Curr Addict Reports.* 2016;3(2):239-48.
- Palma-Álvarez RF, Ros-Cucurull E, Daigre C, Perea-Ortueña M, Serrano-Pérez P, Martínez-Luna, et al. Alexithymia in patients with substance use disorders and its relationship with psychiatric comorbidities and health-related quality of life. *Front Psychiatry.* 2021;12:659063.
- Del Río-Casanova L, González-Vázquez AI, Justo A, Andrade V, Páramo M, Brenlla J, et al. The role of emotion dysregulation in Conversion Disorder. *Actas Esp Psiquiatr.* 2018;46(3):92-103.
- Cruise KE, Becerra R. Alexithymia and problematic alcohol use: A critical update. *Addict Behav.* 2018;77:232-46.
- Stasiewicz PR, Bradizza CM, Gudleski GD, Coffey SF, Schlauch RC, Bailey ST, et al. The relationship of alexithymia to emotional dysregulation within an alcohol dependent treatment sample. *Addict Behav.* 2012;37(4):469-76.
- Linn BK, Stasiewicz PR, Fillo J, Bradizza CM. The Great Disrupter: Relationship of Alexithymia to Emotion Regulation Processes and Smoking among Pregnant Women. *Subst Use Misuse.* 2020;55(7):1113-21.
- Palma-Álvarez RF, Ros-Cucurull E, Daigre C, Perea-Ortueña M, Martínez-Luna N, Serrano-Pérez P, et al. Is alexithymia related to retention and relapses in patients with substance use disorders?: A one year follow-up study. *Addict Behav.* 2021;113:106681
- Bermond B, Oosterveld P, Vorst HCM. Measures of Alexithymia. In: G. J. Boyle, D. H. Saklofske, & G. Matthews (Eds.), *Measures of personality and social psychological constructs.* Elsevier Inc; 2015. p. 227-56.
- Bagby RM, Taylor GJ, Parker JDA. The twenty-item Toronto Alexithymia scale-II. Convergent, discriminant, and concurrent validity. *J Psychosom Res.* 1994;38(1):33-40.
- Bagby RM, Parker JDA, Taylor GJ. Twenty-five years with the 20-item Toronto Alexithymia Scale. *J Psychosom Res.* 2020;131:109940
- Bagby RM, Parker JDA, Taylor GJ. The twenty-item Toronto Alexithymia scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure. *J Psychosom Res.* 1994;38(1):23-32.
- Taylor GJ, Bagby RM, Parker JDA. The 20-Item Toronto Alexithymia Scale: IV. Reliability and factorial validity in different languages and cultures. *J Psychosom Res.* 2003;55(3):277-83.
- Parker JDA, Taylor GJ, Bagby RM. The 20-Item Toronto Alexithymia Scale: III. Reliability and factorial validity in a community population. *J Psychosom Res.* 2003;55(3):269-75.
- Ścigała DK, Zdankiewicz-Ścigała E, Bedyńska S, Kokoszka A. Psychometric Properties and Configural Invariance of the Polish – Language Version of the 20-Item Toronto Alexithymia Scale in Non-clinical and Alcohol Addict Persons. *Front Psychol.* 2020;11:1241.
- Müller J, Bühner M, Ellgring H. Is there a reliable factorial structure in the 20-item Toronto Alexithymia Scale? A comparison of factor models in clinical and normal adult samples. *J Psychosom Res.* 2003;55(6):561-68.
- Loas G, Corcos M, Stephan P, Pellet J, Bizouard P, Venisse JL, et al. Factorial structure of the 20-item Toronto Alexithymia Scale confirmatory factorial analyses in nonclinical and clinical samples. *J Psychosom Res.* 2001;50(5):255-61.
- Páez D, Martínez-Sánchez F, Velasco C, Mayordomo S, Fernández, Itziar, Blanco A. [Validez psicométrica de la escala de Alexitimia de Toronto (TAS-20): un estudio transcultural]. *Boletín Psicol.* 1999;63:55-76.
- Schroeders U, Kubera F, Gnams T. The Structure of the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20): A Meta-Analytic Confirmatory Factor Analysis. *Assessment.* 2021. In Press.
- Thorberg FA, Young RMD, Sullivan KA, Lyvers M, Hurst C, Connor JP, et al. A confirmatory factor analysis of the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20) in an alcohol-dependent sample. *Psychiatry Res.* 2010;178(3):565-67.
- Cleland C, Magura S, Foote J, Rosenblum A, Kosanke N. Psychometric properties of the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20) for substance users. *J Psychosom Res.* 2005;58(3):299-306.
- Besharat MA. Assessing reliability and validity of the Farsi version of the Toronto Alexithymia Scale in a sample of substance-using patients. *Psychol Rep.* 2008;102(1):259-70.

27. Haviland MG, Reise SP. Structure of the twenty-item Toronto Alexithymia Scale. *J Pers Assess.* 1996;66(1):116-25.
28. Bressi C, Taylor G, Parker J, Bressi S, Brambilla V, Aguglia E, et al. Cross validation of the factor structure of the 20-item Toronto Alexithymia Scale: An Italian multicenter study. *J Psychosom Res.* 1996;41(6):551-9.
29. Meganck R, Vanheule S, Desmet M. Factorial validity and measurement invariance of the 20-item Toronto alexithymia scale in clinical and nonclinical samples. *Assessment.* 2008;15(1):36-47.
30. Martínez-Sánchez F. [The Spanish version of the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20)]. *Clínica y Salud.* 1996;7(1):19-32.
31. Moral de la Rubia J. [Propiedades psicométricas de la escala de Alexitimia de Toronto de 20 reactivos en México]. *Rev Electrónica Psicol Iztacala.* 2008;11(2):97-114.
32. González-Arias M, Martínez-Molina A, Galdames S, Urzúa A. Psychometric properties of the 20-Item Toronto Alexithymia Scale in the Chilean population. *Front Psychol.* 2018;9:963.
33. Loiselle CG, Cossette S. Cross-Cultural Validation of the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20) in U.S. and Peruvian Populations. *Transcult Psychiatry.* 2001;38(3):348-62.
34. Roncero C. The validation of psychometric instruments: A major issue in mental health. *Salud Ment.* 2015;38(4):235-6.
35. American Psychiatric Association (APA). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (5th Ed.)*. Fifth edit. (American Psychiatric Association, ed.). Arlington, VA; 2013.
36. Hu LT, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Model.* 1999;6(1):1-55.
37. Batista-Foguet JM, Coenders G, Alonso J. Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Med Clin (Barc).* 2004;122(S1):21-7.
38. Bentler PM. Comparative fit indexes in structural models. *Psychol Bull.* 1990;107(2):238-46.
39. Schermelleh-Engel K, Moosbrugger H, Müller H. Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods Psychol Res Online.* 2003;8:23-74.
40. Raykov T. On the use of confirmatory factor analysis in personality research. *Pers Individ Dif.* 1998;24(2):291-293. doi:10.1016/S0191-8869(97)00159-1
41. Taber KS. The Use of Cronbach's Alpha When Developing and Reporting Research Instruments in Science Education. *Res Sci Educ.* 2018;48(6):1273-96. doi:10.1007/s11165-016-9602-2
42. Dere J, Tang Q, Zhu X, Cai L, Yao S, Ryder AG. The cultural shaping of alexithymia: values and externally oriented thinking in a Chinese clinical sample. *Compr Psychiatry.* 2013;54(4):362-8.
43. Carnovale M, Taylor GJ, Parker JDA, Sanches M, Bagby RM. A bifactor analysis of the 20-item Toronto Alexithymia Scale: Further support for a general alexithymia factor. *Psychol Assess.* 2021; 33(7):619-28.