



## Artículo original

## Estructura factorial de la *Cardiff Anomalous Perceptions Scale (CAPS)* en una muestra de población colombiana<sup>☆</sup>

William Tamayo-Agudelo<sup>a,\*</sup>, María José Jaén-Moreno<sup>b</sup> y Rogelio Luque-Luque<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Facultad de Psicología, Universidad Cooperativa de Colombia-Medellín, Colombia

<sup>b</sup> Cátedra de Psiquiatría y Psicología Médica, Facultad de Medicina, Universidad de Córdoba, España

## INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

## Historia del artículo:

Recibido el 27 de marzo de 2015

Aceptado el 11 de mayo de 2015

On-line el 23 de junio de 2015

## Palabras clave:

Alucinaciones

Análisis factorial

Trastornos psicóticos

Psicometría

## RESUMEN

**Introducción:** La hipótesis del continuo de la psicosis asume que las alucinaciones no son fenómenos exclusivos de los trastornos del espectro psicótico. Se ha desarrollado una serie de pruebas psicométricas abordando la psicosis a partir de un modelo dimensional.

**Objetivos:** Determinar la estructura factorial de la Escala de Percepciones Anómalas de Cardiff (CAPS) en población colombiana y contrastar el ajuste de dos modelos factoriales previamente reportados en la literatura utilizando la técnica de análisis factorial confirmatorio (AFC).

**Métodos:** Estudio instrumental y transversal en el que participaron 207 sujetos de la población general evaluados con la CAPS.

**Resultados:** Se encontró una estructura de dos factores con coeficientes alfa ordinales aceptables ( $\alpha = 0,88$  y  $\alpha = 0,87$ ). Un primer factor reúne ítems relacionados con alteraciones perceptuales multimodales y un segundo factor agrupa ítems asociados a experiencias relacionadas con el lóbulo temporal. El análisis del primer factor indica que depende de aspectos culturales en la interpretación de las sensaciones. El segundo factor aparece casi inalterable en diversas poblaciones, lo cual hace pensar en su carácter transcultural. Al comparar los modelos de Bell et al. y Jaén-Moreno et al., a partir de los datos obtenidos, los AFC muestran índices de ajuste absolutos ( $\chi^2$ ) inadecuados. Sin embargo, algunos índices de ajuste incremental ( $\chi^2$  normalizado [RMSEA]) son aceptables. De los dos modelos, el propuesto por Jaén-Moreno et al. fue el que mejor se adecuó a los datos de la muestra colombiana.

**Conclusiones:** La estructura factorial del CAPS en población colombiana parece ser sensible a aspectos culturales en la interpretación de experiencias sensoriales anómalas.

© 2015 Asociación Colombiana de Psiquiatría. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

\* Este artículo se deriva del proyecto «Propiedades psicométricas de la Escala de Percepciones Anómalas de Cardiff en población de la ciudad de Medellín», que recibió financiación de la Facultad de Psicología de la Universidad Cooperativa de Colombia, sede Medellín.

<sup>\*</sup> Autor para correspondencia.

Correo electrónico: willtamaya@gmail.com (W. Tamayo-Agudelo).

<http://dx.doi.org/10.1016/j.rcp.2015.05.015>

0034-7450/© 2015 Asociación Colombiana de Psiquiatría. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

## Factorial Structure of the Cardiff Anomalous Perceptions Scale (CAPS) in a Colombian Population Sample

### A B S T R A C T

**Keywords:**

Hallucinations  
Factor analysis  
Psychotic disorders  
Psychometrics

**Background:** The continuum hypothesis of psychosis assumes that hallucinations are not exclusive of psychotic disorders. A number of psychometric tests have been developed to assess psychosis using a dimensional model.

**Objectives:** To determine the factorial structure of the Cardiff Anomalous Perceptions Scale (CAPS) for the Colombian population, and to contrast the fit of two factor models previously reported in the literature by conducting a confirmatory factor analysis (CFA).

**Methods:** This was a cross-sectional study in which 207 subjects from the general population were assessed using the Cardiff Anomalous Perceptions Scale.

**Results:** A two-factor structure with acceptable ordinal alpha coefficients ( $\alpha=.88$  and  $\alpha=.87$ ) was found. One factor gathered items related to multimodal perceptual alterations, and a second factor grouped items related with experiences linked to the temporal lobe. The analysis of the first factor indicated that it was dependent on cultural issues for the interpretation of sensations. The second factor appeared almost unchanged on diverse populations, suggesting its transcultural character. When comparing the models proposed by Bell et al. and Jaen-Moreno et al. using the data obtained from the sample, the confirmatory factor analysis conducted indicated inadequate goodness-of-fit indexes ( $\chi^2$ ). However, some incremental goodness-of-fit indexes (normalized  $\chi^2$  [RMSEA]) were acceptable. The Jaén-Moreno et al. model showed the best fit to the data collected from the Colombian sample.

**Conclusions:** The factorial structure of CAPS for the Colombian population appears to be sensitive to cultural issues, especially when describing anomalous sensorial experiences.

© 2015 Asociación Colombiana de Psiquiatría. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

## Introducción

Aunque desde finales del siglo XIX y principios del XX se venía poniendo en duda el carácter categórico de la psicosis<sup>1</sup>, solo recientemente, y de manera parcial, el DSM-5<sup>2</sup> incorporó la hipótesis de que el espectro de los trastornos psicóticos puede entenderse como un continuo. No obstante, desde hace algunos años se ha recopilado evidencia en torno a la hipótesis del continuo de la psicosis. Buena parte de esta evidencia proviene de la psicometría y, en particular, el análisis de pruebas construidas siguiendo el modelo de la psiquiatría clínica.

La base de la cual dichas pruebas parten es que los síntomas psicóticos pueden comprenderse como manifestaciones distribuidas de manera general en la población y reconocibles como indicadores de psicosis clínica por su frecuencia e intensidad<sup>3</sup>. Así, se han estudiado una amplia gama de experiencias: desde los delirios<sup>4</sup> hasta ideaciones mágicas, teorías de la conspiración y propensión a la alucinación<sup>5,6</sup>. Aunque recientemente se ha desarrollado una nueva escala que cubre alucinaciones sensoriales<sup>7</sup>, son muy pocas las pruebas que se centran específicamente en las alteraciones de la percepción en sus múltiples modalidades, como la olfativa y la gustativa<sup>8</sup> y, por lo tanto, no reflejan la gama completa del espectro de fenómenos en la psicosis y la propensión a ella<sup>9</sup>.

La Escala de Percepciones Anómalias de Cardiff (CAPS)<sup>10</sup> fue creada con el propósito de abarcar anomalías perceptuales no consideradas por otras pruebas guiadas por la psiquiatría clínica, experiencias sensoriales asociadas con perturbaciones del lóbulo temporal y escalas dimensionales

para medir intensidad, frecuencia y perturbación de cada experiencia. En el estudio original, luego de realizar un análisis de componentes principales con rotación Oblimin, fueron reportados tres factores: experiencias asociadas al lóbulo temporal; un segundo factor nombrado como chemosensation, que incluye primordialmente ítems relacionados con alteraciones olfativas, gustativas y dificultades para la distinción entre sensaciones, y un último factor llamado psicosis clínica. En la tabla 1 puede observarse la distribución de los ítems de cada uno de los factores.

La validación española de la CAPS<sup>11</sup> mostró buenos índices de fiabilidad para la escala general y para cada una de las escalas dimensionales de intensidad, frecuencia y perturbación. La estructura de tres factores se conservó; sin embargo, la conformación interna de estos varió respecto de la reportada en el estudio original.

El objetivo de la presente investigación es establecer la estructura factorial de la CAPS en población general colombiana y contrastar, a través del análisis factorial confirmatorio, los modelos propuestos en el estudio original y en la validación española.

## Métodos

Un total de 209 sujetos participaron en la investigación. Se excluyó a 2 sujetos que no respondieron completamente el cuestionario. Finalmente la muestra quedó constituida por 207 personas de ambos sexos, 120 (58%) mujeres y 87 (42%) varones. En la tabla 2 se puede observar las restantes

**Tabla 1 – Estructuras factoriales reportadas para la CAPS**

Autor	Factor	Ítems
Bell et al	Experiencias asociadas al lóbulo temporal	26, 4, 32, 10, 12, 24, 2, 1, 16, 27, 6
	<i>Chemosensation</i>	30, 18, 29, 21, 14, 25, 20, 8
	Psicosis clínica	7, 11, 3, 31
Jaén-Moreno et al	Cambios en la calidad de la percepción	21, 18, 30, 25, 20
	Experiencias de despersonalización-desrealización	15, 26, 9, 3, 5, 27, 23
	Experiencias asociadas al lóbulo temporal	13, 4, 6, 32, 24, 2, 12

**Tabla 2 – Características sociodemográficas de la muestra**

Edad (años)	36,41 ± 15,19
Nivel educativo	%
Primaria	5,3
Primaria incompleta	3,4
Bachillerato	29,6
Bachillerato incompleto	7,7
Técnico	11,1
Tecnológico	8,7
Universitario	25,1
Posgrado	6,3
Estado civil	%
Soltero/a	51,2
Casado/a	30,4
Unión libre	9,7
Separado/a	5,3
Viudo/a	2,9
No responde	0,5

características sociodemográficas. Todos los sujetos participaron voluntariamente y firmaron un consentimiento informado antes de diligenciar la CAPS. La investigación fue avalada por el Comité de Bioética del Centro de Investigaciones de la sede Medellín de la Universidad Cooperativa de Colombia.

## Instrumento

La CAPS consta de 32 ítems dicotómicos (Sí/No). La puntuación total de la escala se obtiene con la suma de todos los ítems. Cada ítem a su vez puede valorarse en escala Likert (1-5) en tres dimensiones: perturbación, invasión y frecuencia. La puntuación máxima de la escala es 32 y para cada una de las dimensiones el máximo es 160. Las características de la escala hacen que sea posible no solo establecer la ocurrencia de una experiencia anómala, sino también la relevancia que tiene para el sujeto<sup>11</sup> y el grado de perturbación que le causa.

## Procedimiento

Para la presente investigación se utilizó la traducción española<sup>11</sup> de la CAPS, además se contó con el acompañamiento del autor original, quien aprobó algunas variaciones semánticas para la adaptación al español hablado en Colombia (por ejemplo, en el ítem 24 se prefirió utilizar el término «manejar» en lugar de «conducir»). Luego de las adecuaciones, se realizó una prueba piloto con 15 personas para ajustar el cuestionario y comprobar que era comprensible para la población general.

Finalmente, la prueba se aplicó de manera personal y tras la lectura del consentimiento informado. En dicho documento se daba una completa descripción de los objetivos del estudio y las características de la prueba. A ninguno de los participantes de población general se le canceló monto alguno por su participación en el estudio.

## Análisis estadístico

Los análisis estadísticos se realizaron en cuatro pasos. En primer lugar se presentan los estadísticos descriptivos de la CAPS y la correlación entre la edad y el total de la prueba; en segundo lugar, se presentan las pruebas de hipótesis para contrastar resultados entre varones y mujeres; en tercer lugar, aparece el análisis factorial exploratorio (AFE) y, por último, se presentan los resultados de la comparación de modelos a través de análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando procedimientos de ecuaciones estructurales.

## Resultados

La prueba de Kolmogorov-Smirnov mostró que el total de la CAPS no tiene distribución normal ( $Z = 0,128$ ;  $gl = 207$ ;  $p < 0,01$ ); por esa razón se utilizaron estadísticos no paramétricos para la comparación entre grupos. No se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre varones y mujeres ni entre niveles educativos o estados civiles. Tampoco se encontró correlación entre edad y puntuación total ( $\rho = -0,008$ ;  $p = 0,914$ ). En la tabla 3 se puede observar los estadísticos descriptivos de la escala.

## Análisis factorial exploratorio

El análisis factorial se realizó luego de comprobar que se cumplía con el requisito de adecuación muestral y que la matriz no podía considerarse como una matriz de identidad. Para la determinación del número de factores, se utilizó el análisis paralelo (AP)<sup>12</sup>. La extracción de los factores se realizó a partir de una matriz de correlación de Pearson y se utilizó el método de análisis factorial de rango mínimo (MRFA)<sup>13</sup> con rotación Promin<sup>14</sup>, dado que se suponía la existencia de correlación entre los factores.

Para el análisis inicial, se excluyeron los ítems que tenían menos de un 10% de respuestas positivas, por carecer de varianza. De tal modo, se eliminaron los ítems 7 (8,2%), 10 (2,9%), 11 (6,3%) y 28 (6,8%).

La prueba de adecuación muestral de Kayser-Meyer-Olkin fue de 0,81, considerado un valor más que aceptable para la realización del AFE. El estadístico de Bartlett también fue adecuado ( $\chi^2 = 1.613,9$ ;  $gl = 378$ ;  $p < 0,001$ ). El AP mostró

**Tabla 3 – Estadísticos descriptivos para la CAPS**

Subescala	Total	perturbación	Intrusión	Frecuencia
Varones	6,53 ± 5,96	14,75 ± 15,14	13,41 ± 13,99	14,76 ± 13,89
Mujeres	7,75 ± 5,67	20,24 ± 17,47	18,81 ± 16,67	19,65 ± 15,68
Total	7,33 ± 5,95	17,90 ± 16,44	16,70 ± 15,69	17,70 ± 15,10
Intervalo	0-32	0-88	0-77	0-60

Varones:mujeres, 87:120. Los valores expresan media ± desviación estándar.

**Tabla 4 – Estructura factorial de la CAPS**

Ítem	Factor I	Factor II	Comunalidad
30. ¿Ha notado que la comida o la bebida parecen tener un sabor diferente del normal?	0,914	-0,257	0,959
21. ¿Ha creído alguna vez que la comida o la bebida tienen un sabor más intenso?	0,879	-0,184	0,898
1. ¿Ha oído los sonidos mucho más altos de lo normal?	0,563	-0,108	0,662
9. ¿Ha tenido la sensación de que su cuerpo, o alguna parte de él, está cambiando o ha cambiado de forma?	0,550	-0,083	0,549
18. ¿Algunos olores cotidianos le han parecido extrañamente intensos?	0,540	0,037	0,817
17. ¿Le ha resultado difícil distinguir una sensación de otra?	0,496	-0,133	0,357
25. ¿Le han parecido los olores habituales inusualmente distintos?	0,486	0,139	0,648
20. ¿Le ha parecido que su piel es más sensible al tacto, al calor o al frío?	0,443	0,127	0,649
27. ¿Le ha parecido que su percepción del paso del tiempo cambia?	0,403	0,133	0,542
31. ¿Ha visto cosas que otras personas no pueden ver?	-0,347	0,865	0,914
32. ¿Ha oído sonidos o música que las personas junto a usted no oyen?	-0,127	0,766	0,802
13. ¿Ha oido voces que dicen palabras o frases cuando no hay nadie cerca que pudiera decirlas?	-0,193	0,714	0,885
6. ¿Ha oido ruidos o sonidos cuando no hay nada que los explique?	-0,030	0,655	0,824
2. ¿Ha sentido la presencia de otro ser, aunque no sea capaz de verlo?	-0,196	0,639	0,629
12. ¿Ha notado que alguien lo está tocando pero cuando mira no hay nadie?	-0,123	0,616	0,594
24. ¿Ha tenido la sensación de elevarse sin levantarse de la silla, como si condujera (manejara) o se desplazara por una carretera?	0,084	0,436	0,514
16. ¿Le ha parecido que los sonidos están distorsionados de un modo extraño e inusual (poco común)?	0,140	0,422	0,694
Valor propio	6,40	1,83	
Varianza común, %	33,6	9,6	
Varianza común explicada, % acumulado	33,6	43,2	
Alpha ordinal	0,884	0,875	

una estructura de dos factores que explican el 42,3% de la varianza común. Para comprobar si dicha estructura se mantenía invariable más allá del método empleado, se realizó el mismo procedimiento utilizando el promedio parcial mínimo (MAP) y siguiendo el gráfico de sedimentación del análisis de componentes principales. Los dos procedimientos mostraron resultados similares al obtenido con el AP. En la tabla 4 se puede observar los factores arrojados por el AFE.

Solo se tomaron en cuenta los ítems no ambiguos y con una carga factorial  $\geq 0,40$ . En el factor I cargaron los ítems 30, 21, 1, 9, 18, 17, 25, 20 y 27. El factor II está compuesto por los ítems 31, 32, 13, 6, 2, 12, 24, 16. El coeficiente de confiabilidad para cada uno de los factores fue aceptable (0,88 y 0,87 respectivamente). La correlación entre los factores fue moderada ( $r = 0,616$ ), lo que ratifica el acierto en la utilización de la rotación Promin. El índice de adecuación del modelo se estableció a través de la comparación de la raíz media cuadrática residual (RMSR) con el valor criterio de Kelley ( $1/\sqrt{N}$ ). Para que un modelo se considere adecuado, el valor de la RMSR debe ser inferior al valor de dicho criterio. Para el modelo encontrado, el valor de la RMSR estuvo por debajo del criterio ( $RMSR = 0,0645$

$< 0,0697$ ). El índice de simplicidad factorial de Bentler fue de 0,97.

#### Análisis factorial confirmatorio

Los modelos reportados en la literatura fueron probados a través del AFC. Los resultados se encuentran en la tabla 5. Como puede observarse, para los dos modelos solo se alcanzan ajustes aceptables en la  $\chi^2$  normalizada ( $\chi^2/gl$ ) y en el RMSEA debido a que el valor es  $< 0,08$ . En los restantes índices, los valores no son satisfactorios. Sin embargo, el segundo modelo es un poco más ajustado.

En cuanto a los coeficientes estandarizados del modelo original, el intervalo fue de 0,32 a 0,69, en tanto las correlaciones entre los factores latentes fueron 0,75 entre el primer y el segundo factor; 0,43 entre el segundo y el tercero, y 0,92 entre el primer y el tercer factor. Ningún coeficiente tuvo un valor negativo.

En el segundo modelo, el intervalo de los coeficientes estandarizados estuvo entre 0,25 y 0,74. El valor de la correlación entre el primer y el segundo factor fue 0,86; entre el segundo

**Tabla 5 – Índices de bondad de ajuste de los modelos**

Modelo	$\chi^2$	gl	$\chi^2/gl$	GFI	CFI	RMSEA (IC90%)
3 factores, Bell et al	429,272	227	1,891	0,843	0,803	0,066 (0,056-0,075)
3 factores, Jaén-Moreno et al	283,376	149	1,902	0,882	0,828	0,066 (0,054-0,078)

CFI: índice de ajuste comparativo; GFI: índice de bondad de ajuste; gl: grados de libertad; RMSEA: error de aproximación cuadrático medio.

y el tercero, 0,79, y entre el primero y el tercero, 0,54. En este modelo tampoco se encontraron coeficientes negativos.

## Discusión

En el presente estudio hemos encontrado una estructura de dos factores para la CAPS. Un primer factor compuesto por ítems cuyo denominador común es la «alteración perceptual multimodal» y un segundo factor que agrupa ítems de «experiencias asociadas al lóbulo temporal». Esta estructura se diferencia de las reportadas previamente<sup>10,11</sup>. Las anteriores reportaron tres factores, con valores explicativos de entre el 30 y el 33% de la varianza. Nuestra solución de dos factores, calculada a través de un método que se ha mostrado superior para la determinación del número de dimensiones a retener<sup>15</sup>, explica el 43,2% con índices de consistencia interna aceptables para cada uno de los factores.

El interés de los investigadores centrados en psicometría es maximizar la varianza adjudicada al constructo medido y disminuir la varianza proveniente de otras fuentes<sup>16</sup>. Muchos factores pueden afectar a este propósito. En esa medida, las soluciones factoriales no solo dependen de los métodos utilizados, sino también de la población participante y la adaptación y la traducción de la prueba, entre otras variables. Las poblaciones de los estudios previos difieren de la nuestra no solo en la nacionalidad, sino también en sus características sociodemográficas. Efectivamente, la muestra colombiana tiene una distribución que refleja las características educativas y sociales de un país en desarrollo, en tanto las muestras británica y española están completamente constituidas de estudiantes universitarios. Ello pudo influir en la estructuración del modelo.

Sin embargo, se puede explorar un factor adicional. Actualmente, los investigadores se han preguntado de nuevo por la relación entre las alucinaciones y la cultura<sup>17,18</sup>. Tanto en las alucinaciones francas enmarcadas dentro de trastornos del espectro psicótico como en población general, las alucinaciones tienen una clara variación cultural. Probablemente la CAPS, que explora una serie de fenómenos centrados en alteraciones de la percepción que incluyen experiencias corporales directas, refleje de manera más clara dichas variaciones. En nuestra investigación, el primer factor incluye ítems que en el estudio británico original aparecen principalmente en el factor denominado *Chemosensation*, mientras que en la validación española, la mayoría de estos ítems se agruparon en el factor «cambios en la calidad de la percepción» y otros en el de «experiencias de despersonalización-desrealización». Lo llamativo es que en la prueba española y la colombiana los ítems agrupados, primordialmente, se relacionan con cambios en la percepción olfativa y gustativa, pero al primer

factor encontrado en la muestra colombiana se suman ítems relacionados con cambios en diversas modalidades que se distribuyen en dos factores independientes en las otras validaciones. Esto indicaría que en la muestra colombiana la percepción de cambios en las diversas modalidades sensoriales se interpreta de una manera más global.

Estudios acerca de la percepción gustativa han mostrado que esta tiende a variar en diferentes grupos<sup>19</sup>. Asimismo estudios antropológicos y sociológicos recientes indican que existen relaciones estrechas entre la cultura y la experiencia sensorial<sup>20</sup>. Por lo tanto, podría pensarse que este factor de la CAPS encontrado en nuestra investigación captaría fenómenos alucinatorios que se distribuyen en la población general pero estarían en función de aspectos culturales.

Entretanto, el segundo factor encontrado en nuestra investigación aparece como una constante en las investigaciones con esta prueba. En efecto, en estos tres estudios se destaca la permanencia de un factor relacionado con experiencias relacionadas con el lóbulo temporal. En sí, estas experiencias han sido descritas largamente en el contexto de la epilepsia del lóbulo temporal y cuentan con suficiente evidencia empírica recabada a través de experimentación<sup>21-23</sup>. Las alteraciones mayormente descritas se relacionan con alucinaciones visuales y auditivas que pueden incluir alucinaciones musicales y alteraciones en el reconocimiento. Dada la transculturalidad de estas experiencias evidenciada en la aparición de este factor en las muestras británica, española y colombiana, podría decirse que este factor es menos dependiente de los factores culturales.

Los AFC mostraron que tanto el modelo británico original como el modelo español tienen mal ajuste a los datos, con valores altos de  $\chi^2$ . No obstante, algunos de los índices de ajuste incremental se encuentran dentro de los límites recomendados ( $\chi^2/gl$ , RMSEA). Con todo, los valores del modelo español se ajustan mejor a los datos. Probablemente, lo haga más parsimonioso el hecho de que para dicho estudio se haya realizado un análisis más detallado en el que se analizaron las varianzas de los errores para la corrección del modelo. Hay que implementar estudios posteriores con muestras más amplias para comparar nuevamente todos los modelos.

Ninguno de los estudios previos con la CAPS ha relacionado la edad con las puntuaciones totales. En nuestro estudio la correlación no fue significativa. Investigaciones previas han reportado correlaciones entre medidas de propensión a la alucinación y la edad, y encontraron que los jóvenes puntúan más alto en algunas dimensiones<sup>24</sup>. Esto puede entenderse tomando en cuenta la práctica común de evaluar a estudiantes universitarios. El promedio de edad de nuestros participantes muestra que son adultos jóvenes en su mayoría. Un punto importante para estudios futuros sería estudiar diferencias

entre adolescentes, adultos jóvenes y personas de la tercera edad en cuanto a la aparición de alucinaciones<sup>17</sup>, con el fin de establecer posibles diferencias tanto en contenidos de las experiencias alucinatorias como en su frecuencia e intensidad.

Los estudios instrumentales continúan siendo un bastión importante en la generación y corroboración de hipótesis teóricas en diversos campos de la psiquiatría y la psicología. En el caso de la hipótesis del continuo de la psicosis, las diversas pruebas han mostrado consistencia en sus medidas. La CAPS no es la excepción. Con nuestro estudio buscamos dejar a consideración de investigadores y clínicos una prueba que cubre una serie de manifestaciones sintomáticas comunes a pacientes y población general, con una ventaja adicional: las modalidades de respuesta de la CAPS permiten al evaluado caracterizar los fenómenos reportados, hecho que ayuda a comprender mejor el grado de perturbación que generan las experiencias alucinatorias en pacientes y consultantes. Esto la hace una prueba más flexible, con lo que se responde a algunas críticas levantadas a cuestionarios y tests de autoinforme que dejan de lado aspectos fenomenológicos en la descripción de síntomas y experiencias psicóticas<sup>25</sup>.

Tal y como ha sucedido con otras pruebas<sup>26</sup>, es importante que a futuro se realicen análisis de validez de constructo y confiabilidad de la CAPS en población clínica colombiana, tanto en fase activa como residual, de trastornos del espectro psicótico. Estudios de este tipo también permitirían establecer la función discriminativa de la prueba y sus porcentajes de clasificación correcta de pacientes.

Por último, queremos aclarar las limitaciones del presente estudio. Aunque intentamos contar con una muestra variada que representase algunas de las características más sobresalientes de la población de referencia, dicha muestra no se obtuvo aleatoriamente. Además el número de participantes, aunque suficiente para los análisis planteados inicialmente, no es amplio. A los participantes no se les administró ninguna otra prueba que permitiese establecer trastornos de base. La participación estuvo supeditada a la aceptación y firma del consentimiento informado y al reporte de no tener antecedentes de trastorno psicológico o psiquiátrico alguno.

## Conclusiones

La estructura factorial de la CAPS en población colombiana muestra que las anomalías perceptivas en la población general pueden agruparse en dos dimensiones: una que parece estar en función de aspectos culturales relacionados con la interpretación de diversas modalidades de la percepción y otro factor transcultural marcado por experiencias asociadas a los lóbulos temporales. Estos resultados permiten avanzar hipótesis acerca del papel de la cultura en la interpretación de las experiencias perceptivas cotidianas y su relación con la génesis y el mantenimiento de las alteraciones.

## Conflictos de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

## Responsabilidades éticas

**Protección de personas y animales.** Los autores declaran que para esta investigación no se han realizado experimentos en seres humanos ni en animales.

**Confidencialidad de los datos.** Los autores declaran que en este artículo no aparecen datos de pacientes.

**Derecho a la privacidad y consentimiento informado.** Los autores han obtenido el consentimiento informado de los pacientes y/o sujetos referidos en el artículo. Este documento obra en poder del autor de correspondencia.

## BIBLIOGRAFÍA

1. Bleuler E. *Dementia praecox or the group of schizophrenias* [traducido por J Zinkin]. New York: International Universities Press; 1911.
2. Diagnostic and statistical manual of mental disorders. 5.<sup>a</sup> ed. Washington: American Psychiatric Association; 2013.
3. Johns LC, Van Os J. The continuity of psychotic experiences in the general population. *Clin Psychol Rev*. 2001;21:1125-41.
4. Peters ER, Joseph SA, Garety PA. Measurement of delusional ideation in the normal population: introducing the PDI (Peters et al. Delusions Inventory). *Schizo Bull*. 1999;25:553-76.
5. Eckblad M, Chapman LJ. Magical ideation as an indicator of schizotypy. *J Consul Clin Psy*. 1983;51:215-25.
6. Launay G, Slade PD. The measurement of hallucinatory pre-disposition in male and female prisoners. *Personality Individual Differences*. 1981;2:221-34.
7. Chazeron I, Pereira B, Chereau-Boudet I, Brousse G, Misrahi D, Fénelon G, et al. Validation of a psycho-sensory hallucinations scale (PSAS) in schizophrenia and Parkinson's disease. *Schizo Res*. 2015;161:269-76.
8. Ohayon MM. Prevalence of hallucinations and their pathological associations in the general population. *Psych Res*. 2000;97:153-64.
9. Bell V, Raballo A, Larøi F. Assessment of Hallucinations. En: Larøi F, Aleman A, editores. *Hallucinations: a practical guide to treatment and management*. Oxford: University Press; 2010. p. 370-3.
10. Bell V, Halligan PW, Ellis HD. The Cardiff anomalous perceptions scale (CAPS): A new validated measure of anomalous perceptual experience. *Schizo Bull*. 2006;32:366-77.
11. Jaén-Moreno MJ, Moreno-Díaz MJ, Luque-Luque R, Bell V. Validación de la versión española de la Escala de Percepciones Anómalas de Cardiff en población general. *Actas Esp Psiquiatr*. 2014;42:1-8.
12. Timmerman ME, Lorenzo-Seva U. Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychol Methods*. 2011;16:209-20.
13. Ten Berge JMF, Kiers HAL. A numerical approach to the exact and the approximate minimum rank of a covariance matrix. *Psychometrika*. 1991;69:309-15.
14. Lorenzo-Seva U. Promin: a method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*. 1999;34:347-56.
15. Baglin J. Improving your exploratory factor analysis for ordinal data: a demonstration using FACTOR. *Practical Assessment. Research & Evaluation*. 2014;19:1-14.
16. Montero Rojas E. Referentes conceptuales y metodológicos sobre la noción moderna de validez de instrumentos de medición: implicaciones para el caso de personas con

- necesidades educativas especiales. *Actual Psicol.* 2013;27:113–28.
17. Largi F, Luhrmann TM, Bell V, Christian WA Jr, Desphande S, Fernyhough C, et al. Culture and hallucinations: overview and future directions. *Schizo Bull.* 2014;40:S213–20.
  18. Al-Issa I. The illusion of reality or the reality of illusion. *Hallucinations and culture. Br J Psychiatry.* 1995;166: 368–73.
  19. González Carnero J, De la Montaña Miguélez J, Míguez Bernárdez M. Estudio de la percepción de sabores dulce y salado en diferentes grupos de la población. *Nutr Hosp.* 2002;17:256–8.
  20. Howes D. El creciente campo de los estudios sensoriales. *Revista Latinoamericana de Estudios sobre Cuerpos. Emociones y Sociedad.* 2014;15:10–26.
  21. Persinger MA, Healey F. Experimental facilitation of the sensed presence: possible intercalation between the hemispheres induced by complex magnetic fields. *J Nerv Ment Dis.* 2002;190:533–41.
  22. Cook CM, Persinger MA. Experimental induction of the «sensed presence» in normal subjects and an exceptional subject. *Perceptual and Motor Skills.* 1997;85:683–93.
  23. Braithwaite JJ, Broglia E, Bagshaw AP, Wilkins AJ. Evidence for elevated cortical hyperexcitability and its association with out-of-body experiences in the non-clinical population: new findings from a pattern-glare task. *Cortex.* 2013;49:793–805.
  24. Larøi F, DeFruyt F, Van Os J, Aleman A, Van der Linden M. Associations between hallucinations and personality structure in a non-clinical sample: Comparison between young and elderly samples. *Personality and Individual Differences.* 2005;39:189–200.
  25. Stanghellini G, Langer AI, Ambrosini A, Cangas AJ. Quality of hallucinatory experiences: differences between a clinical and non-clinical sample. *World Psychiatry.* 2012;11:110–3.
  26. Serper M, Dill CA, Chang N, Kot T, Elliot J. Factorial structure of the hallucinatory experience continuity of experience in psychotic and normal individuals. *J Nerv Ment Dis.* 2005;193:265–72.