Invarianza factorial del *Launay-Slade Hallucinations Scale* entre hombres y mujeres colombianos

Factorial invariance of the Launay-Slade Hallucinations Scale among Colombian male and female

Sergio Domínguez-Lara¹ y William Tamayo-Agudelo²

Introduction: The Launay-Slade Hallucinations Scale (LSHS) is one of the most used tests in the hallucinations study. Its factorial structure has been described in different cultures, in the general and the clinical population. However, few studies have provided evidence of factorial equivalence regarding the sex. The aim of this investigation was to perform a measurement and structural invariance analysis of LSHS-R in an incidental sample of men and women of Colombian general population. **Method:** This instrumental study involving 350 inhabitants of the city of Medellín (Colombia), mostly women (64.3%), with an average age of 28.62 years. Descriptive analyzes of the items were performed before performing the analysis of invariance of measurement and structural invariance between the samples of men and women. **Results:** The previously reported two-dimensional model in the Colombian population, presented the best empirical adjustment indexes for men and women. Later, was obtained evidence of configurational, metric and strong invariance (measurement invariance), as well as equality of covariances and latent means (structural invariance), between men and women. On the other hand, the LSHS-R has acceptable reliability indexes. **Conclusions:** The two-dimensional structure of LSHS-R as well as the relationship between factors are statistically equivalent between men and women.

Key words: Hallucinations; measurement invariance; Launay-Slade Hallucinations Scale; validity.

Rev Chil Neuro-Psiquiat 2019; 57 (2):

Introducción

La *Launay-Slade Hallucinations Scale* (LSHS) es un instrumento de autoinforme ampliamente utilizado en la investigación del fenotipo psicótico.

Su versión original¹ constaba de 12 ítems dicotómicos, aunque múltiples revisiones y transformaciones se han realizado desde esa primera versión, adicionando o reemplazando ítems. Además, rápidamente se cambió del sistema dicotómico de res-

Recibido: 03/08/2017

Aceptado: 02/07/2019

Financiamiento: Facultad de Psicología de la Universidad Cooperativa de Colombia. La institución indicada no tuvo influencia alguna en la realización del estudio. No hay conflicto de intereses de ningún autor.

¹ Instituto de Investigación de Psicología, Facultad de Ciencias de la Comunicación, Turismo y Psicología, Universidad de San Martín de Porres. Lima, Perú.

² Facultad de Psicología, Universidad Cooperativa de Colombia. Medellín, Colombia.

puesta a un sistema de respuesta tipo Likert, cuya estructura ha permanecido hasta la actualidad², debido probablemente a las ventajas comparativas que brinda ese formato frente al dicotómico³.

Diversas soluciones factoriales se han obtenido desde que en el estudio original se reportaron dos dimensiones básicas: *Tendencia a las experiencias alucinatorias y respuestas negativas*. Estructuras de dos⁴, tres^{5,6} y cuatro dimensiones^{7,8} se han reportado en grupos poblacionales de diferentes países, lo que brinda evidencia importante del papel de la cultura en los procesos evaluados.

En español, se han reportado estructuras de dos⁹ y cuatro dimensiones¹⁰ sobre dos versiones del LSHS de 12 y 13 ítems, respectivamente. Utilizando la versión de 12 ítems con respuesta tipo Likert de cuatro opciones, Tamayo-Agudelo et al.¹¹, reportaron una estructura de dos factores en población general, semejante a la reportada por Fonseca Pedrero et al.⁹.

Cabe resaltar que la literatura especializada indica que no existen diferencias importantes entre hombres y mujeres con relación a algunos síntomas cognitivos como las alucinaciones^{12,13}, pese a que en otros reportes no es concluyente¹⁴, aunque en la mayoría de los casos se trata de estudios descriptivos, sin profundizar en aspectos vinculados a los modelos de medición ni variables latentes. Sin embargo, los estudios con el LSHS mencionados anteriormente, no han realizado análisis de invarianza según el sexo para la LSHS; es decir, no existe evidencia de que la estructura factorial, así como la relación entre factores, sea similar entre hombres y mujeres. Este vacío fue parcialmente subsanado por Fonseca-Pedrero et al.⁹, al realizar un análisis diferencial del funcionamiento de los ítems (DIF) entre estudiantes hombres y mujeres de una universidad española, concluyendo que no existen diferencias en cuanto a la propensión a las alucinaciones. Con todo, no se han realizado estudios de invarianza utilizando modelos de ecuaciones estructurales con las diversas versiones del LSHS, y menos aún en el contexto latinoamericano, donde aún es un área de vacancia en lo que a investigación respecta.

En este panorama, y dada la extensa importancia de la LSHS en los últimos años, es relevante descartar el potencial sesgo que podría generar errores sistemáticos de medida¹⁵, dado que afectarían directamente la valoración que puedan hacerse de las puntuaciones obtenidas. Además, implementar este procedimiento permitiría conocer si la medición realizada posee el mismo significado sustantivo sin importar el sexo del evaluado, para que de ese modo las comparaciones que sean realizadas más adelante estén justificadas¹⁶.

Por ello, el objetivo principal en este estudio fue realizar un análisis de invarianza de medición y estructural de la LSHS-R, versión de 12 ítems, en una muestra incidental de hombres y mujeres de población general colombiana, con el ánimo de establecer si es posible considerar como equivalente la estructura bidimensional encontrada en análisis previos. La hipótesis de investigación indica que la LSHS-R presentará una estructura similar entre los grupos analizados tal y como fue encontrado por Fonseca-Pedrero et al., a través de la metodología DIF.

Método

Diseño y participantes

Se realizó un estudio instrumental de tipo transversal. El muestreo fue no probabilístico y ninguna persona recibió compensación monetaria por su participación. Fueron evaluados 350 habitantes de la ciudad de Medellín, Colombia (64,3% mujeres), con un promedio de edad de 28,62 años (DE = 11,518). La media de edad para los hombres fue de 29,54 (DE = 11,52) y para las mujeres de 28,11 (DE = 11,51), sin diferencias estadísticamente significativas entre sexos ($t_{[348]} = 1,119$; $p = 0,264$; $d = 0,12$). La mayoría de participantes pertenecía al estrato socioeconómico medio-bajo (78,9%) con formación educativa básica (Bachiller-Técnica = 32,9%) seguido de estudiantes universitarios (31,4%). La investigación fue aprobada por el Comité de Bioética del Centro de Investigaciones de la universidad del segundo autor.

Instrumentos

Launay-Slade Hallucinations Scale-Revised (LSHS-R). Fue utilizada la versión en español de 12 ítems, que consta de cuatro categorías de respuesta (*ciertamente no se aplica, posiblemente no se aplica, posiblemente se aplica y ciertamente se aplica*). Reportes previos en población colombiana¹¹, muestran una estructura de dos factores (*experiencias alucinatorias y hechos mentales vívidos*) con niveles aceptables de confiabilidad.

Procedimiento

Los autores declaran que los procedimientos seguidos se conformaron a las normas éticas del comité responsable y de acuerdo con la Declaración de Helsinki. Luego de leer y firmar el consentimiento informado, los participantes respondieron la LSHS-R individualmente. Posteriormente, los datos fueron tabulados para llevar a cabo un análisis descriptivo de los ítems, tanto de las medidas de tendencia central, como sus características distribucionales (asimetría y curtosis).

Seguidamente, fue realizado un análisis de invarianza de medición e invarianza estructural entre la muestra de hombres y mujeres, utilizando un análisis factorial de grupo múltiple¹⁶ llevado a cabo con el programa EQS 6.2. Fue usado el método de máxima verosimilitud robusto, matrices de covarianzas y los índices de ajuste más comunes: comparative fit index (CFI), root mean square error of approximation (RMSEA), standardized root mean square residual (RSMR) y la prueba general χ^2 con la corrección Satorra-Bentler¹⁷.

Este análisis tuvo lugar después de identificar qué modelo, entre los dos más robustos de un estudio previo en población colombiana¹¹, poseía evidencias más favorables. El modelo M1 presenta dos factores, denominados *hechos mentales vívidos* (ítems 2, 3, 5, 6) y *experiencias alucinatorias* (ítems 7-12). El segundo modelo (M2), se configura de la misma forma, pero presenta dos ítems adicionales en el primer factor (*hechos mentales vívidos*: ítems 1-6).

La invarianza de medición consiste en evaluar

consecutiva y acumulativamente el modelo en diferentes condiciones, cada una más estricta que la anterior. Por ejemplo, debe evaluarse inicialmente la igualdad de configuración total del instrumento entre los grupos (invarianza configuracional). Una vez que se determina que la estructura factorial del instrumento es similar, se especifica la igualdad de las cargas factoriales (invarianza métrica); y finalmente, de los interceptos (invarianza fuerte). Si fuera necesario, se plantea la igualdad de residuales (invarianza estricta)¹⁶.

Si bien es recomendable el uso de matrices policóricas debido al carácter ordinal de los ítems¹⁸, fueron utilizadas matrices de covarianzas. Se decidió así porque la evaluación de la invarianza configuracional y métricas sí permiten el uso de correlaciones policóricas, pero la evaluación de la invarianza fuerte (interceptos) no, admitiendo solo matrices de covarianzas. En este sentido, si los análisis se realizan con diferentes estrategias, los modelos no serían comparables. El riesgo asumido es que la magnitud de los índices de ajuste tienden a ser más bajos cuando se usan matrices de covarianzas, en comparación al uso de matrices de correlaciones policóricas¹⁹, pero en este contexto servirán solo para fines de comparación.

Una vez realizado esto, y de acuerdo con el tamaño muestral ($n > 300$), el grado de invarianza fue evaluado observando las variaciones en el CFI entre el modelo con menos restricciones (CFI_1) y el que presenta más restricciones (CFI_2) ($CFI_2 - CFI_1 < -0,01$) y en el RMSEA ($RMSEA_2 - RMSEA_1 > 0,015$)²⁰ entre modelos, así como de la racionalidad teórica de los hallazgos. Es decir, se espera que $CFI_2 - CFI_1$ sea más grande que $-0,01$ y que $RMSEA_2 - RMSEA_1$ menor que $0,015$ para concluir a favor de la invarianza.

Luego del análisis de invarianza de medición, fue analizada la invarianza estructural, concretamente el estudio de la igualdad de las covarianzas interfactoriales (condición necesaria: invarianza métrica) y la comparación de medidas latentes (condición necesaria: invarianza fuerte)²¹. Para terminar, con respecto al análisis de confiabilidad, fue empleado el coeficiente ω ²².

Resultados

Análisis descriptivo

El análisis preliminar indica que el promedio de los ítem 1-6 está cercano a la respuesta superior, y los últimos hacia la respuesta más baja (Tabla 1). Probablemente, sea por el constructo que evalúa cada grupo de ítems. Por otro lado, los ítems poseen indicadores distribucionales (asimetría y curtosis) dentro de lo esperado ($\pm 1,5$), así como índices estandarizados de asimetría con valores aceptables ($SSI < 0,50$), salvo por el ítem 10.

Análisis preliminar de modelos de medición

Los modelos M1 y M2, ambos de dos factores oblicuos, fueron analizados de forma independiente en hombres y mujeres (utilizando matrices policóricas).

En cuanto a M1, el ajuste fue aceptable tanto para hombres como para mujeres. Con relación a M2, el ajuste fue pobre tanto para hombres, y un poco mejor para las mujeres (Tabla 2). Entonces, M1 presenta mayor soporte empírico, por lo que

será el modelo que será sometido al análisis de invarianza de medición.

Invarianza de medición

Fue replicado el análisis de M1 en hombres (M_{var}) y mujeres (M_{muj}) utilizando matrices de covarianzas, con el fin de obtener modelos que puedan compararse con los derivados de las especificaciones propias del análisis de invarianza. Se mantuvo la tendencia del anterior análisis con matrices policóricas (Tabla 2).

Inicialmente se evaluó la invarianza configuracional (M_{conf}), la cual obtuvo índices de ajuste relativamente bajos, pero que no difieren del mostrado por cada grupo de forma individual. Esto servirá como línea de base para comparaciones (Tabla 2).

El ajuste derivado de las especificaciones para evaluar la invarianza métrica (M_{met}) fue similar al anterior (Tabla 1), con cambios en el CFI ($CFI_{met} - CFI_{conf} = -0,009$), y RMSEA ($RMSEA_{met} - RMSEA_{conf} = -0,002$) que indican la existencia de invarianza métrica entre hombres y mujeres (igualdad de cargas factoriales). Por último, al evaluar la invarianza fuerte (M_{fuer}), los resultados indican que

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los ítems según sexo

Ítem	M	DE	Hombres			M	DE	Mujeres		
			g_1	SSI	g_2			g_1	SSI	g_2
Ítem 1	2,392	0,966	-0,043	0,023	-1,010	2,600	1,000	-0,319	0,159	-0,959
Ítem 2	2,176	1,017	0,341	0,165	-1,034	2,209	1,029	0,266	0,126	-1,132
Ítem 3	2,520	0,980	-0,057	0,030	-0,985	2,609	1,017	-0,286	0,138	-1,017
Ítem 4	2,240	1,058	0,335	0,149	-1,107	2,427	1,046	0,019	0,009	-1,191
Ítem 5	2,232	0,968	0,330	0,176	-0,848	2,280	1,042	0,158	0,073	-1,204
Ítem 6	2,288	1,076	0,269	0,116	-1,191	2,347	1,058	0,021	0,010	-1,28
Ítem 7	1,848	0,899	0,713	0,441	-0,484	1,982	1,077	0,641	0,276	-0,970
Ítem 8	1,992	0,971	0,445	0,236	-1,034	2,178	1,120	0,317	0,127	-1,337
Ítem 9	1,712	0,896	1,014	0,631	-0,004	1,738	0,976	0,983	0,515	-0,352
Ítem 10	1,392	0,694	1,644	1,704	1,718	1,342	0,728	2,105	1,987	3,495
Ítem 11	1,880	1,013	0,623	0,304	-1,048	1,849	1,002	0,765	0,381	-0,737
Ítem 12	1,688	0,902	0,997	0,613	-0,204	1,649	0,919	1,137	0,673	0,049

Nota: M: media aritmética. DE: desviación estándar; g_1 : asimetría de Fisher; g_2 : curtosis de Fisher. SSI: índice estandarizado de asimetría.

Tabla 2. Análisis de invarianza de medición y estructural de LSHS

	SB- χ^2	CFI	RMSEA (IC 90%)	SRMR
Análisis preliminar ^a				
M1: Hombres	63,285*	0,940	0,083 (0,050 - 0,114)	0,093
M1: Mujeres	117,193*	0,955	0,105 (0,084 - 0,072)	0,125
M2: Hombres	101,750*	0,932	0,086 (0,060 - 0,111)	0,104
M2 Mujeres	117,193	0,943	0,106 (0,089 - 0,122)	0,093
Invarianza de medición				
M _{var}	61,106*	0,898	0,080 (0,046 - 0,112)	0,082
M _{muj}	83,632*	0,925	0,081 (0,059 - 0,102)	0,066
M _{conf}	150,563*	0,911	0,084 (0,065 - 0,101)	0,074
M _{met}	168,974*	0,902	0,082 (0,065 - 0,098)	0,097
M _{fuer}	186,682*	0,890	0,087 (0,070 - 0,103)	0,097
Invarianza estructural				
M _{cov}	168,922*	0,899	0,085 (0,068 - 0,101)	0,119
M _{med}	194,316*	0,882	0,090 (0,073 - 0,106)	0,097

Nota: ^aLlevado a cabo con correlaciones policóricas; *: $p < 0,001$. SB = Satorra-Bentler. CFI = comparative fit index. RMSEA = root mean square error of approximation. SRMR = standardized root mean square residual root mean square residual.

las variaciones no fueron tan elevada como para considerarse significativas: $CFI_{fuer} - CFI_{met} = 0,012$, y $RMSEA_{fuer} - RMSEA_{met} = -0,005$; lo que lleva a aceptar la presencia de invarianza fuerte.

En ninguno de los casos fue necesario llevar a cabo reespecificaciones (p.e., relajar restricciones), debido a que los resultados del test de Lagrange²³ no reflejaron estadísticos tan elevados a nivel de ítem que ameriten un cambio en la especificación inicial.

Invarianza estructural

Fue comparada estadísticamente la igualdad de covarianzas interfactoriales (M_{cov}), es decir, si la relación entre los factores (*hechos mentales vívidos* y *experiencias alucinatorias*) es similar independientemente del sexo. El modelo fue comparado con M_{met} , y debido a los resultados ($CFI_{cov} - CFI_{met} = -0,003$, y $RMSEA_{cov} - RMSEA_{met} = -0,003$), se acepta la igualdad de covarianzas.

Finalmente, se llevó a cabo la evaluación de la igualdad de las medias latentes de los dos factores (M_{med}) debido al cumplimiento de la invarianza fuerte (M_{fuer}). Los resultados indican que las medias latentes de hombres y mujeres son esta-

dísticamente similares $CFI_{med} - CFI_{fuer} = -0,008$, y $RMSEA_{med} - RMSEA_{fuer} = 0,003$.

Una comparación posterior a nivel de puntuaciones observadas indica que no existen diferencias significativas entre hombres y mujeres respecto a *hechos mentales vívidos* ($t_{[348]} = -0,682$; $p = 0,496$; $d = -0,057$) y *experiencias alucinatorias* ($t_{[348]} = -0,510$; $p = 0,610$; $d = -0,076$).

Confiabilidad

Debido a la presencia de invarianza de medición y estructural, fue considerada toda la muestra para la estimación de la confiabilidad de cada factor, obteniendo un coeficiente aceptable en *hechos mentales vívidos* ($\omega = 0,761$), y elevado en *experiencias alucinatorias* ($\omega = 0,860$).

Discusión

El estudio de las diferencias entre hombres y mujeres con relación a los síntomas positivos y negativos de la esquizofrenia (p.e., alucinaciones) es tan vasto como complejo. No obstante, la mayor parte de la evidencia proviene de países

Europeos y de Norteamérica, donde existen otras condiciones de vida, de atención en salud, así como una menor brecha entre hombres y mujeres respecto a diversas esferas vitales (p.e., trabajo, familia, etc.), lo que afecta directamente la calidad de vida tanto personal²⁴ como familiar²⁵; por lo que es difícil generalizar a estas latitudes dichos hallazgos. Por ese motivo, el objetivo fue explorar la invarianza de medición y estructural del LSHS-R en Latinoamérica, concretamente en Colombia, a fin de determinar si la estructura teórica del instrumento es similar entre hombres y mujeres.

Los resultados indican que tanto la estructura de dos dimensiones, como la relación entre factores, son estadísticamente similares entre hombres y mujeres bajo diferentes condiciones de restricción del modelo. Además, los resultados brindan más evidencia a favor de la confiabilidad de la LSHS en población colombiana. Estos resultados posibilitarían hacer una comparación entre grupos con mayor sustento, ya que no existirían evidencias de sesgo a favor de ninguno de los grupos. Respecto a ello, los resultados indican que el desempeño de hombres y mujeres en el LSHS-R en ambas dimensiones fue similar, lo que coincide con la literatura previa, es decir, no existen diferencias^{9,12,13}.

Estudios ya clásicos en la búsqueda de diferencias de género en el fenotipo psicótico han reportado mayor frecuencia de alucinaciones auditivas en mujeres con diagnóstico de esquizofrenia comparado con los hombres²⁶. Este mismo patrón fue reportado en población general²⁷. Investigaciones recientes han encontrado diferencias en otros aspectos del espectro psicótico como síntomas negativos más frecuentes en hombres, síntomas afectivos más prominentes en mujeres mientras que se han encontrado equivalencias estadísticas en los reportes de síntomas positivos²⁸.

Visto lo anterior, los resultados de la presente investigación, favorecen investigaciones futuras con población clínica. En efecto, la LSHS-R se centra en aspectos cognitivos que han sido agrupados de diversas maneras de acuerdo con los tipos de análisis factoriales realizados históricamente a la prueba. Algunos ítems pertenecientes a la escala de

hechos mentales vívidos, se asocian a ensoñaciones diurnas, mientras que en la dimensión *experiencias alucinatorias* se agrupan ítems que exploran por alucinaciones auditivas, visuales y de contenido religioso. La invarianza factorial descrita, permitirá entonces que estudios posteriores exploren la sensibilidad de la escala en la determinación de experiencias alucinatorias determinantes en la fenomenología de los trastornos psicóticos.

Por otro lado, en el estudio colombiano¹¹, utilizando un método bayesiano para la comparación de medias, los investigadores encontraron diferencias creíbles entre pacientes diagnosticados con esquizofrenia y población general (sin diferenciar hombres y mujeres) en la dimensión de *hechos mentales vívidos*. Entre tanto, no se encontraron diferencias en *experiencias alucinatorias*. Los autores argumentaron que el hecho de que las diferencias entre grupos no descansaran en el factor claramente definitorio de diagnóstico psicótico se debía a que los pacientes no se encontraban en fase activa de la enfermedad, y en esa medida sus puntajes se solapaban con las personas de población general. No obstante, dado el número reducido de pacientes de aquel estudio no es posible observar si acaso podrían encontrarse diferencias entre hombres y mujeres en las dimensiones. Esta podría ser otra vía de investigación futura abierta por el presente estudio.

Como toda investigación, esta no carece de limitaciones. La clásica incidentalidad de la muestra es la más evidente, así como el tamaño muestral. No obstante, un aspecto que se debe resaltar es que la muestra no fue recolectada en población universitaria totalmente, como es lo usual en muchos de los estudios de este tipo. Además, a pesar de las diferencias en cuanto al tamaño muestral de los grupos, fueron obtenidos indicadores robustos, aunque queda pendiente para futuras investigaciones ampliar la muestra a fin de replicar los hallazgos. La segunda limitación es que a los participantes no se les aplicó ninguna prueba de tamizaje para descartar trastornos psiquiátricos. En posteriores estudios se deben aplicar otras pruebas diagnósticas antes de la aplicación de la LSHS para confirmar los presentes hallazgos.

Resumen

Introducción: La Launay-Slade Hallucinations Scale (LSHS) es una de las pruebas más utilizadas en el estudio de las alucinaciones. Su estructura factorial ha sido descrita en diversas culturas, tanto en población general como población clínica. No obstante, pocos estudios han aportado evidencia de la equivalencia factorial con relación al sexo de los evaluados. El objetivo de esta investigación fue realizar un análisis de invarianza de medición y estructural de la LSHS-R en una muestra incidental de hombres y mujeres de población general colombiana. **Método:** Estudio instrumental en el cual participaron 350 habitantes de la ciudad de Medellín (Colombia), en su mayoría mujeres (64,3%), de edad promedio 28,62 años. Se realizaron análisis descriptivos de los ítems antes de realizar el análisis de invarianza de medición e invarianza estructural entre las muestras de hombres y mujeres. **Resultados:** El modelo de dos dimensiones reportado previamente en población colombiana presentaba los mejores índices de ajuste empírico para hombres y mujeres. Posteriormente, fue obtenida evidencia de invarianza configuracional, métrica y fuerte (invarianza de medición), además de igualdad de covarianzas y medias latentes (invarianza estructural) entre hombres y mujeres. Por otro lado, la LSHS-R presenta índices de confiabilidad aceptables. **Conclusiones:** La estructura de dos dimensiones de la LSHS-R así como la relación entre factores son estadísticamente equivalentes entre hombres y mujeres.

Palabras clave: Alucinaciones; invarianza de medición; Launay-Slade Hallucinations Scale; validez.

Referencias bibliográficas

1. Launay G, Slade PD. The measurement of hallucinatory predisposition in male and female prisoners. *Pers Individ Dif* 1981; 2: 221-34.
2. Bentall RP, Slade PD. Reliability of a scale measuring disposition towards hallucination: a brief report. *Pers Individ Dif* 1985; 6: 527-9.
3. Domínguez-Lara S. ¿Ítems Politémicos o Dicotómicos? Un estudio empírico con una escala unidimensional. *Rev Argent Cienc Comport* 2013; 5 (3): 30-7.
4. Serper MP, Dill CAP, Chang NMA, Kot TP, Elliot JMA. Factorial structure of the hallucinatory experience: Continuity of experience in psychotic and normal Individuals. *J Nerv Ment Dis* 2005; 193 (4): 265-72. doi: 10.1097/01.nmd.0000158374.54513.a0.
5. Aleman A, Nieuwenstein MR, Boecker KBE, De Haan EHF. Multidimensionality of hallucinatory predisposition: Factor structure of the Launay-Slade hallucination scale in a normal sample. *Pers Individ Dif* 2001; 30: 287-92. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S01918869\(00\)000453](http://dx.doi.org/10.1016/S01918869(00)000453).
6. Waters FAV, Badcock JC, Maybery MT. Revision of the factor structure of the Launay-Slade hallucination scale (LSHSR). *Pers Individ Dif* 2003; 35: 1351-7. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S01918869\(02\)003549](http://dx.doi.org/10.1016/S01918869(02)003549).
7. Levitan C, Ward PB, Catts SV, Hemsley DR. Predisposition toward auditory hallucinations: The utility of the Launay Slade hallucination scale in psychiatric patients. *Pers Individ Dif* 1996; 21: 287-9. doi: 10.1016/01918869(96)000529.
8. Larøi F, Marczewski P, van der Linden M. Further evidence of the multi-dimensionality of hallucinatory predisposition: Factor structure of a modified version of the Launay-Slade Hallucination Scale in a normal sample. *Eur Psychiatry* 2004; 19: 15-20. doi: 10.1016/S0924-9338(03)00028-2.
9. Fonseca-Pedrero E, Lemos-Giráldez S, Paino M, Sierra-Baigrie S, Villazón-García U, García-Portilla

- González P, et al. Dimensionality of hallucinatory predisposition: Confirmatory factor analysis of the Launey-Slade Hallucination Scale revised in college students. *An Psicol* 2010; 26 (1): 41-8.
10. Cangas A, Langer A, Moriana J. Hallucinations and Related Perceptual Disturbance in a Non-Clinical Spanish Population. *Int J Soc Psychiatry* 2011; 57: 120-31. doi: 10.1177/0020764009102413.
 11. Tamayo-Agudelo W, Zambrano-Cruz R, Bell V, Holguín-Lew JC. El continuo de la psicosis: Evidencia psicométrica. *RPPC* 2016; 21 (3): 209-18. doi: 10.5944/rppc.vol.21.num.3.2016.15711.
 12. Abel KM, Drake R, Goldstein JM. Sex differences in schizophrenia. *Int Rev Psychiatry* 2010; 22 (5): 417-28. doi: 10.3109/09540261.2010.515205.
 13. Kråkvik B, Larøi F, Kalthovde AM, Hugdahl K, Kompus K, Salvesen Ø, et al. Prevalence of auditory verbal hallucinations in a general population: A group comparison study. *Scand J Psychol* 2015; 56 (5): 508-15. doi: 10.1111/sjop.12236.
 14. Falkenburg J, Tracy DK. Sex and schizophrenia: a review of gender differences. *Psychosis* 2014; 6 (1): 61-9. doi: 10.1080/17522439.2012.733405.
 15. Elosua P. Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema* 2005; 17 (2): 356-62.
 16. Byrne BM. Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema* 2008; 20 (4): 872-82.
 17. Satorra A, Bentler PM. Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En: von Eye A, Clogg CC (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research*. Thousand Oaks, CA: Sage; 1994, p. 399-419.
 18. Domínguez S. ¿Matrices Policóricas/Tetracóricas o Matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Rev Argent Cienc Comport* 2014; 6 (1): 39-48.
 19. Domínguez-Lara S, Merino-Soto C. Análisis Estructural de la Escala de Afrontamiento ante la Ansiedad e Incertidumbre Pre-examen (COPEAU) en universitarios peruanos. *Rev Digital Inv Doc Univ* 2016; 10 (2): 32-47. doi: 10.19083/ridu.10.474.
 20. Chen FF. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Struct Equ Modeling* 2007; 14: 464-504. doi: 10.1080/10705510701301834.
 21. Little TD. Mean and covariance structures (MACS) analyses of cross-cultural data: Practical and theoretical issues. *Multivariate Behav Res* 1997; 32: 53-76. doi: 10.1207/s15327906mbr3201_3.
 22. McDonald RP. *Test theory: A unified treatment*. Mahwah N J. L. Erlbaum Associates; 1999.
 23. Sörbom D. Model modification. *Psychometrika* 1989; 54: 371-84. doi: 10.1007/BF02294623.
 24. Núñez D, Acuña F, Rojas G, Vogel E. Construcción y validación inicial de un cuestionario para medir calidad de vida en pacientes esquizofrénicos. *Rev Chil Neuro-Psiquiat* 2007; 45 (2): 148-60. doi: 10.4067/S0717-92272007000200008.
 25. Vivanco G, Grandón P. Experiencias de haber crecido con un padre/madre con trastorno mental severo (TMS). *Rev Chil Neuro-Psiquiat* 2016; 54 (3): 176-86. doi: 10.4067/S0717-92272016000300002.
 26. Rector NA, Seeman, MV. Auditory hallucinations in women and men. *Schi Bull* 1992; 7: 233-6.
 27. Tien AY. Distributions of hallucinations in the population. *Soc Psychiatr Epidemiol* 1991; 26 (6): 287-92.
 28. Chang WC, Tang JYM, Hui CLM, Chiu CPY, Lam MML, Wong GHY, et al. Gender differences in patients presenting with first-episode psychosis in Hong Kong: A three-year follow up study. *Aust N Z J Psychiatry* 2011; 45 (3): 199-205. doi: 10.3109/00048674.2010.547841.

Correspondencia:

William Tamayo-Agudelo
 Facultad de Psicología, Universidad
 Cooperativa de Colombia, Crr. 42 # 49-95.
 Medellín, Colombia.
 Teléfono: (57) 444 6065-Ext 4156.
 Email: william.tamayoa@campusucc.edu.co