

## El continuo de la psicosis: Evidencia psicométrica

William Fernando Tamayo-Agudelo<sup>1</sup>, Renato Zambrano-Cruz<sup>1</sup>,  
Vaughan Bell<sup>2</sup>, Jorge Carlos Holguín-Lew<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Universidad Cooperativa de Colombia, Medellín, Colombia

<sup>2</sup> University College London, UK

<sup>3</sup> Universidad de Antioquia, Colombia

**Resumen:** Este trabajo tiene dos objetivos. El primero es determinar la estructura factorial de la propensión a la alucinación en una muestra de población colombiana general utilizando la Escala Revisada de Alucinaciones Launay-Slade (LSHS-R). Un segundo objetivo es comparar los resultados obtenidos en población general con los resultados obtenidos de un grupo de pacientes con diagnóstico de esquizofrenia. Participaron 230 personas, 21 de ellas pacientes que no se encontraban en fase activa de la enfermedad. La estructura encontrada fue de dos factores: Experiencias alucinatorias y Hechos mentales vívidos. Utilizando la inferencia bayesiana, se encontraron diferencias creíbles entre los grupos en el segundo factor y solapamiento en los valores del primer factor.

**Palabras clave:** Alucinación; Launay-Slade; continuo de la psicosis; psicometría; pruebas de hipótesis bayesianas

### *The psychosis continuum: Psychometric evidence*

**Abstract:** This paper has two goals. The first is to determine the factor structure of the proneness to hallucination in a sample of the Colombian population using the Launay-Slade Hallucination Scale Revised (LSHS-R). The second goal is to compare the results of the non-clinical population with the results of a group of patients diagnosed with schizophrenia. The sample consisted of 230 persons, including 21 patients who were not in the active phase of the disease. The analysis found a two factor structure: Hallucinatory Experiences and Vivid Mental Events. Using Bayesian inference, we found credible differences between groups in the second factor and overlap in the values of the first factor.

**Keywords:** Hallucination; Launay-Slade; psychosis continuum; psychometrics; bayesian hypothesis test

En la actualidad, las alucinaciones no se consideran alteraciones perceptivas privativas de los trastornos del espectro psicótico. Múltiples investigaciones muestran que estas son comunes en población normal (Ohayon, 2000). La hipótesis del continuo de la psicosis plantea el carácter dimensional de este tipo de manifestaciones que tradicionalmente sirvieron como signo patognomónico para el diagnóstico de esquizofrenia. Investigaciones actuales revelan, sin embargo, que muy pocos diagnósticos se rigen únicamente por este criterio (Shinn, Heckers & Öngür, 2013).

En términos generales, la discusión se centra en si las alucinaciones son manifestaciones discretas y circunscritas a trastornos psiquiátricos definidos o sí, por el contrario, se encuentran distribuidas en población no clínica o con propensión a alucinar. Lo que conocemos como alucinación sería el polo extremo de un continuo. Las diferencias entre alguien diagnosticado y alguien que no lo es, se asumiría en términos cuantitativos y no cualitativos. Finalmente, el diagnóstico de psicosis estaría determinándose por la intensidad de la experiencia perceptual anómala más que por la manifestación de esta (Johns & van Os, 2001).

La discusión que derivó de allí es si trastornos como la esquizofrenia pueden ser considerados como dimensionales o categóricos. La vacilación se acentuaba debido a que el Manual Diagnóstico y Estadístico de los

Recibido: 8 diciembre 2015; aceptado: 13 julio 2016

Correspondencia: William Fernando Tamayo-Agudelo, Universidad Cooperativa de Colombia, Facultad de Psicología, Carrera 42 # 49-95, Bloque 8. Medellín, Colombia.

Correo-e: william.tamayoa@campusucc.edu.co

Trastornos Mentales (DSM-IV) y la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE) asumen la esquizofrenia del segundo modo, pero muchas de las pruebas utilizadas para su evaluación y diagnóstico parten de una visión dimensional. Peralta y Cuesta (2003) plantean que dicha dicotomía de hecho es falsa. La esquizofrenia es una y otra. Ya Bleuler, a diferencia de Kraepelin, planteó que no había una clara diferencia entre cordura y locura (Bleuler, 1911), lo que mostraría una tradicional sospecha hacia el encasillamiento de la psicosis como entidad discreta.

Allardyce, Suppes y van Os (2007) apoyaban la inclusión de los componentes dimensionales para la psicosis en el DSM-5, discusión que se adelantaba por Linscott y van Os (2010) en un trabajo de revisión sistemática en donde se expone que para la psicosis existe evidencia de un modelo categorial en el que subyace un modelo dimensional o de continuo. Los autores además exponen diferentes implicaciones para el DSM-5, DSM-6 y DSM-7.

En su nueva edición el DSM-5 ha dado parcialmente la razón a aquellos que consideran que el espectro de los trastornos psicóticos puede entenderse como un continuo, incluyendo dicha consideración en el apartado de medición de los trastornos en donde se propone un test de 8 ítems denominado Clinician-Rated Dimensions of Psychosis Symptom Severity (American Psychiatric Association, 2013).

Siguiendo el modelo dimensional de la psicosis, varias pruebas han sido diseñadas. El foco de estas escalas, sin embargo, ha variado, desde aquellas cuyo objetivo es establecer la propensión a la psicosis general, hasta aquellas que se han centrado en aspectos particulares del continuo de la psicosis (como la ideación delirante o la propensión a alucinar).

Eysenck dio base al desarrollo del concepto multidimensional de esquizotipia (Claridge et al., 1996) que recoge la Oxford and Liverpool Inventory of Feelings and Experiences schizotypy scale (O-LIFE) en cuatro subescalas (Mason et al., 1995). A diferencia del O-LIFE, otras pruebas de propensión a la psicosis asumen la visión de la psiquiatría clínica y buscan cuantificar los síntomas positivos de las psicosis como son los delirios y las alucinaciones.

La escala de Ideación Mágica de Eckblad y Chapman (1983) cubre una serie de creencias y experiencias desde los síntomas de primer rango de la esquizofrenia (Schneider, 1959) y las ideas de referencia, hasta temas paranormales y teorías de la conspiración. El Inventario de delirios de Peters (PDI) (2004) es una medida de ideación delirante que indaga acerca de las creencias, las interpretaciones y experiencias, midiendo el número total

de creencias y las percepciones simultáneas de angustia, preocupación y convicción.

Bell, Halligan y Ellis (2006), desarrollaron la Escala de Percepciones Anómalas de Cardiff (CAPS) buscando cubrir algunos fenómenos (propiocepción y alteraciones en la percepción del tiempo) no cubiertos por escalas anteriores. El CAPS se concibió como una escala global de auto-informe que evalúa la angustia, intromisión en la intimidad y la frecuencia de las distorsiones perceptivas y fue la primera escala en usar múltiples medidas dimensionales que se destinan a la captura de una serie de distorsiones perceptivas en todas las modalidades sensoriales.

Launey y Slade (1981) publicaron una de las escalas más utilizada para medir la propensión a las alucinaciones. La *Launay-Slade Hallucinations Scale* (LSHS), ha sido revisada en varias ocasiones. Por ejemplo, Morrison, Wells y Nothard (2002) revisaron la LSHS para medir la predisposición a las alucinaciones, en un intento de capturar algunos fenómenos alucinatorios clínicamente reconocibles (como “escuchar voces” y tener experiencias visuales no verídicas), así como cualquier tendencia a tener imágenes vívidas y fantasías. Larøi, Marczewski y Van der Linden (2004), introdujeron ítems relacionados con fenómenos táctiles y olfatorios. Fonseca-Pedrero et al. (2010) realizaron una adaptación al español de la escala compuesta de 12 ítems con un formato de respuesta tipo Likert con cuatro opciones. Utilizando el análisis de componentes principales, encontraron una solución de dos factores a los que denominaron Experiencias Alucinatorias y Acontecimientos Mentales Vívidos. Además, realizaron análisis factorial confirmatorio de otros modelos propuestos en la literatura.

Recientemente Vellante et al (2012), utilizando una versión de 16 ítems del LSHS, encontraron una solución de cuatro factores: Experiencias Alucinatorias Auditivas y Visuales, Experiencias Alucinatorias Multisensoriales, Pensamientos Intrusivos y Sueños Vívidos.

Nuestro objetivo principal en este artículo fue determinar la estructura factorial de la LSHS-R de 12 ítems basándonos en una muestra de población colombiana no clínica. Un segundo objetivo es contrastar, a través de una prueba de hipótesis bayesiana, si las puntuaciones de la población no clínica difieren de las puntuaciones de un grupo de pacientes con diagnóstico de esquizofrenia pero que no se encuentran en fase activa de la enfermedad. Este segundo objetivo lo consideramos importante en la medida en que nos permitirá no solo establecer la validez discriminante del LSHS-R, sino también determinar el comportamiento de los grupos respecto a la prueba, lo que permitirá establecer apoyo o rechazo a la hipótesis de la dimensionalidad en la pro-

pensión a la alucinación. Esto justifica, entonces, la utilización de la prueba de hipótesis bayesiana.

## Método

### Participantes

La muestra consistió en 209 adultos de población general de ambos sexos, 87 (41.6%) hombres y 122 (58.4%) mujeres de la ciudad de Medellín (Colombia). La media de la edad para los hombres fue 35.95  $DT = 15.75$  y para las mujeres 36.5  $DT = 14.94$ . Un segundo grupo de 21 pacientes de la Fundación GENPA de la ciudad de Medellín con diagnóstico de esquizofrenia según el sistema DSM-IV-R y que no se encontraban en fase activa de la enfermedad, 13 hombres ( $M_{edad} = 39.77$ ,  $DT = 11.94$ ) y ocho mujeres ( $M_{edad} = 41.50$ ,  $DT = 10.91$ ) respondieron también la prueba. El grupo de sujetos de población clínica recibió una compensación monetaria por su participación equivalente a 10 dólares estadounidenses aproximadamente. Todos los sujetos participaron voluntariamente y firmaron un consentimiento informado antes de diligenciar la LSHS-R. La presente investigación recibió el aval del Comité de Bioética del Centro de Investigaciones de la universidad del primer autor.

### Instrumentos

Para medir la propensión alucinatoria se utilizó la *Escala Revisada de Alucinaciones Launay-Slade* (LSHS-R) de 12 ítems y cuatro categorías de respuesta (1= “ciertamente no se aplica a usted”; 2= “posiblemente no se aplica a usted”; 3= “posiblemente se aplica a usted”; 4= “ciertamente se aplica a usted”). La LSHS-R evalúa dos factores: Experiencias Alucinatorias y Acontecimientos Mentales Vivos, el coeficiente de consistencia interna fue de .83 y .86 en el presente estudio. En términos generales la LSHS-R, ha mostrado adecuadas propiedades psicométricas en los múltiples estudios en los que ha sido utilizada.

### Análisis estadístico

Los análisis se realizaron en tres pasos. En primer lugar se muestra el análisis factorial exploratorio (AFE); luego se muestran las pruebas de hipótesis bayesianas para los grupos de sujetos clínicos y no clínicos; y por último se calcularon los estadísticos descriptivos y la correlación entre la edad y la puntuación total.

Para la realización del AFE, se consideró una medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) mayor a .70. Para la determinación del número de dimensiones se utilizó el análisis paralelo (Timmerman &

Lorenzo-Seva, 2011). La extracción de los factores se realizó a partir de una matriz de correlaciones policóricas y se utilizó el método de análisis factorial de rango mínimo (MRFA) (Lorenzo-Seva, 2013); con rotación simplimax (Kiers, 1994). Los análisis fueron realizados con los programas SPSS versión 22, FACTOR 9.2, EQS 6.2 (Bentler, & Wu, 2012) y R (2014). Para probar los modelos se utilizó el método de máxima verosimilitud con matrices policóricas (Lee, Poon, & Bentler, 1995; Dominguez, 2014). Utilizamos los índices de ajuste CFI ( $> .95$ ), RMSEA ( $< .05$ ), SRMR ( $< .05$ ) y  $SB-\chi^2$  (Satorra, & Bentler, 1994), y AIC (Akaike, 1973); este último sirve para comparar modelos no-anidados (como los de este estudio), y denota que el modelo es más parsimonioso. Fue analizada la fiabilidad de las puntuaciones observadas mediante el coeficiente  $\alpha$  con intervalos de confianza (IC; Dominguez-Lara, 2016a) usando el módulo ICalfa (Dominguez, & Merino, 2015). No obstante, dado que la variabilidad de las cargas factoriales al interior de cada dimensión es heterogénea, esto podría violar la condición de tau-equivalencia, necesaria para el cálculo del  $\alpha$ , por lo que es conveniente calcular coeficientes de fiabilidad centrados en las variables latentes como el  $\omega$  (McDonald, 1999) y el  $H$  (Hancock, & Mueller, 2001; Dominguez-Lara, 2016b).

## Resultados

### Análisis factorial exploratorio (AFE)

Las pruebas para determinar la adecuación de la matriz de correlaciones fueron satisfactorias. La  $KMO$  fue de .79 y el estadístico de Bartlett de  $\chi^2(45) = 465.1$ ,  $p < .001$ . Se consideraron los ítems con cargas factoriales superiores a .40 y que no compartieran cargas factoriales en dos dimensiones o más. El análisis paralelo sugirió 2 factores, con una varianza común explicada de 77,08%. Los ítems 1 y 4 fueron eliminados. El primero por tener una carga factorial inferior a .40; el segundo, por ser un ítem ambiguo, esto es, carga factorialmente en los dos componentes. En la Tabla 1 se pueden observar las dimensiones arrojadas por el AFE.

El primer factor está compuesto por los ítems 7, 8, 9, 10, 11, 12 y responde al factor planteado por Fonseca-Pedrero et al. (2010) de Experiencias Alucinatorias. El segundo factor comprende los ítems 2, 3, 5, 6 y es semejante al denominado por los mismos autores como Hechos Mentales Vivos. El coeficiente alfa ordinal para cada una de las dimensiones es aceptable (.83 y .86 respectivamente). El índice de simplicidad factorial de Bentler para la estructura factorial encontrada fue de .99. Para establecer el índice de adecuación del modelo se compa-

Tabla 1. Estructura factorial de la Escala Revisada de Alucinaciones Launay Slade en población colombiana

Ítem	Factor 1	Factor 2	Comunalidad
2. Cuando sueño despierto puedo oír el sonido de una melodía casi con la misma claridad que si la estuviera escuchando realmente	.001	.751	.711
3. A veces mis pensamientos parecen tan reales como las cosas que me ocurren de verdad.	-.037	.762	.684
5. Los sonidos que oigo en mis ensoñaciones (fantasías) generalmente son claros y nítidos	.032	.871	.844
6. Las personas que aparecen en mis ensoñaciones (fantasías) parecen tan reales que a veces pienso que existen	.140	.744	.744
7. A menudo oigo una voz que dice mis pensamientos en voz alta.	.783	.000	.659
8. En el pasado, he tenido la experiencia de oír la voz de una persona y luego me he dado cuenta de que no había nadie allí	.592	.177	.729
9. En ocasiones, he visto el rostro de una persona delante de mí cuando en realidad allí no había nadie	.671	.023	.707
10. He oído la voz del diablo	.827	-.121	.761
11. En el pasado he oído la voz de Dios dirigiéndose a mí	.450	.176	.553
12. He estado preocupado por oír voces en mi cabeza.	.733	-.020	.761
Valor propio	4.05	1.49	
% varianza común	56.28	20.78	
% acumulado de varianza común explicada	56.30	77.08	
$\alpha$ ordinal	0.83	0.86	

ró la raíz media cuadrática residual (*RMSR*) con el valor criterio de Kelley ( $1/\sqrt{N}$ ) Para que el modelo se considere adecuado el valor de la *RMSR* debe ser inferior al valor de dicho criterio. En este caso el valor de la *RMSR* estuvo por debajo del criterio ( $RMSR = .0617 < .0693$ ).

#### Análisis factorial confirmatorio

Mediante análisis factorial confirmatorio (GQS; Bentler y Wu, 2012) examinamos la bondad de ajuste de 6 modelos alternativos cuyos resultados se indican en la Tabla 2. Los 6 modelos examinados fueron los siguientes:

M1. Un factor general.

M2. Dos factores: Factor clínico y factor subclínico (Serper et al., 2005).

M3. Tres factores: Tendencia hacia experiencias alucinatorias, externalización subjetiva de pensamientos y ensoñaciones vívidas (Aleman et al., 2001).

M4. Tres factores: Eventos mentales vívidos, alucinaciones con tema religioso y experiencias alucinatorias visuales y auditiva (Waters et al., 2003).

M5. Cuatro factores: Ensoñaciones vívidas, alucinaciones clínicas auditivas, pensamientos vívidos o intrusivos y formas subclínicas de alucinaciones auditivas (Levitan et al., 1996).

M6. Dos factores: Experiencias alucinatorias y hechos mentales vívidos (Fonseca-Pedrero et al., 2010; AFE en el presente estudio).

Tabla 2. Ajuste de modelos citados en la literatura.

	SB- $\chi^2$ (gl, p)	CFI	RMSEA (IC 90%)	SRMR	AIC
M1	201.214 (54, < .001)	.852	.115 (.098, .132)	.126	93.214
M2	63.776 (52, .127)	.988	.033 (.000, .058)	.079	-40.225
M3	94.298 (50, < .001)	.956	.066 (.045, .085)	.121	-5.702
M4	48.642 (39, .139)	.988	.035 (.000, .063)	.080	-29.358
M5	73.044 (48, .011)	.975	.050 (.024, .072)	.173	-22.956
M6	64.658 (53, .131)	.988	.033 (.000, .057)	.082	-41.342

Nota: SB- $\chi^2$ : Satorra Bentler Chi Square Correction; CFI: Comparative Fit Index; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; SRMR: Standardized Root Mean Square; AIC: Akaike's information criterion; M1-M6: Modelos 1 al 6 (ver texto).

### Pruebas de hipótesis bayesiana

Una de las preguntas que nos realizamos para esta investigación es qué tanto se diferencia el grupo de sujetos con diagnóstico de esquizofrenia de los participantes sin antecedentes psiquiátricos. Es claro que sí asumimos la propensión a la alucinación como un continuo, las diferencias deben presentarse en intensidad y dicha intensidad se debe reflejar en puntajes más altos para población clínica. Comúnmente, responder este tipo de interrogantes conlleva la utilización de pruebas de significación de la hipótesis nula (NHST), en específico, una prueba *t* para muestras independientes. Sin embargo, múltiples críticas han acompañado este procedimiento (Branch, 2014). Es por esto que cada vez más se recomienda la utilización de estadística bayesiana para determinar con mayor precisión el valor de los parámetros esperados en la población y de esa manera fortalecer los procesos de inferencia estadística. Además, la divulgación de distribuciones posteriores para diversos parámetros permite la acumulación de conocimiento y la replicación experimental, aspecto fundamental para el avance de cualquier disciplina.

El modelo estadístico de la prueba de hipótesis describe los datos a partir de cinco parámetros: la media de los dos grupos ( $\mu_i - \mu_j$ ), sus respectivas desviaciones estándar ( $\sigma_i - \sigma_j$ ) y la distribución de normalidad de los datos para los dos grupos ( $v$ ). Cabe aclarar que este último parámetro corresponde a una distribución *t* para el manejo de valores atípicos. Al respecto, puede consultarse a Kruschke (2013).

La inferencia bayesiana parte de un conocimiento previo acerca de la distribución de los parámetros. La

fuerza del Teorema de Bayes radica precisamente en que permite reasignar la probabilidad del valor de los parámetros dado los datos tomando en cuenta esa distribución previa. Sin embargo, en los reportes de investigación que hemos consultado no encontramos datos acerca de las distribuciones de los parámetros en población colombiana; por tal motivo, hemos decidido partir de una distribución previa de probabilidades no informativa, con lo cual se deja en claro que hay incertidumbre acerca del valor de los parámetros (Kruschke, 2013).

La prueba de hipótesis bayesiana se realizó utilizando el programa BEST (Kruschke & Meredith, 2014) disponible para el paquete de análisis estadístico R. A su vez, aquel se sirve del programa JAGS para la generación de los procesos denominados cadenas de Markov Monte Carlo (MCMC) que permiten una representación precisa y adecuada de las distribuciones posteriores (Kruschke, 2013).

Como puede observarse en la Figura 1, el 95% del *highest density interval* (HDI) no incluye el valor nulo (cero), además la probabilidad de que el verdadero valor de la diferencia entre las medias sea mayor que cero es de 99.6%. En consecuencia, se puede concluir que las diferencias entre las medias de los grupos son creíbles. El tamaño del efecto de esta diferencia es de .7 y fue calculado también a través del método de inferencia bayesiana. En la Figura 1 se observa la distribución de la diferencia de las desviaciones estándar de los grupos. A diferencia de lo que sucede con las medias, el 95% HDI incluye el valor nulo (cero). Tomando en cuenta este aspecto, podemos decir que el valor creíble de la diferencia de este parámetro genera incertidumbre. Entonces,

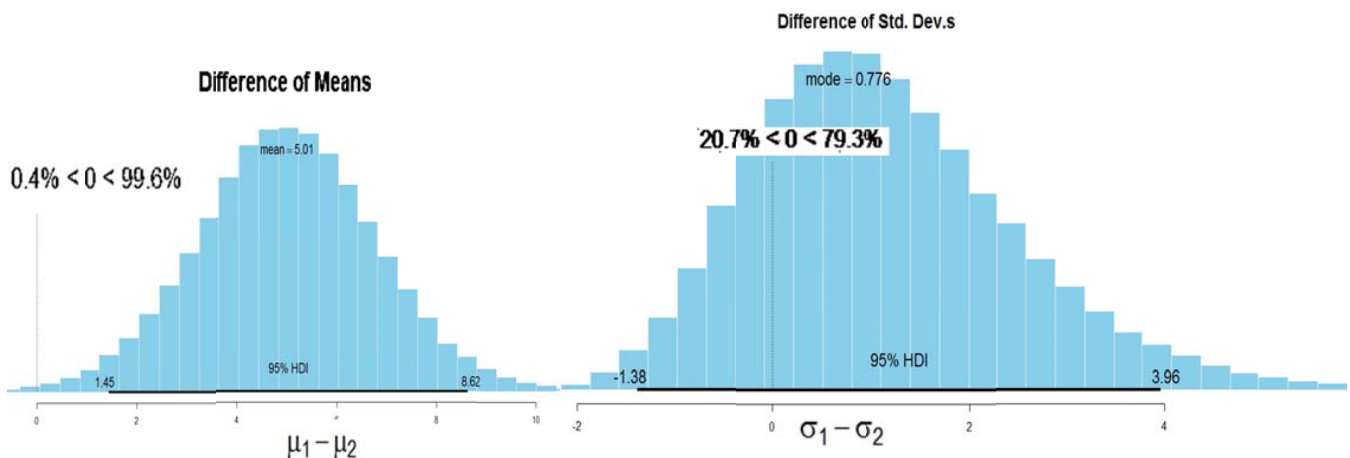


Figura 1. Histogramas de la distribución de la probabilidad posterior de la diferencia de medias y de desviaciones estándar para el grupo de pacientes y población general. El *highest density interval* (HDI) es el resumen de los valores que tienen una densidad de probabilidad mayor en contraste con aquellos valores que caen por fuera del HDI. Esto quiere decir que cualquier valor dentro del 95% hace parte del 95% de la distribución y tiene mayor densidad de probabilidad.



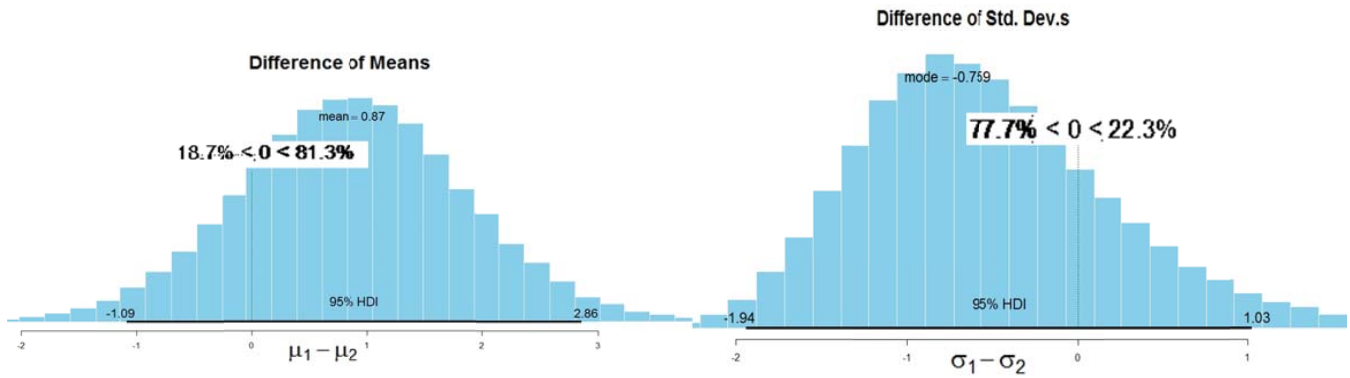


Figura 2. Histogramas de la probabilidad de la distribución posterior de la media y la desviación estándar para el factor 1 (Experiencias Alucinatorias).

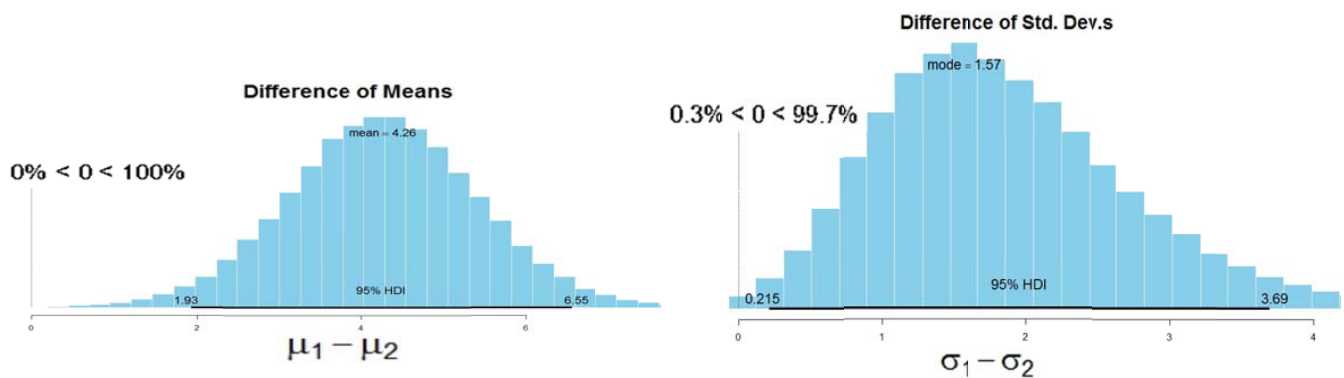


Figura 3. Histogramas de la probabilidad de la distribución posterior de la media y la desviación estándar para el factor 2 (Hechos Mentales Vivos).

puede concluirse que la media del grupo de pacientes es creíblemente superior a la media del grupo de sujetos de población general, sin embargo, no sucede lo mismo con las desviaciones, lo que indica que hay poca variación intra-sujeto en las dos muestras.

Para corroborar si las diferencia entre pacientes y población general se presenta solo en los puntajes totales de la prueba, se realizaron pruebas de hipótesis bayesianas para cada uno de los factores encontrados en el análisis factorial. La prueba de hipótesis para el primer factor muestra gran incertidumbre para el estimado de la diferencia de las medias y las desviaciones estándar. Como se muestra en la Figura 2, el valor cero cae dentro del HDI de ambas distribuciones posteriores.

La diferencia de la media y de desviación estándar para los grupos en el Factor 2 muestra un comportamiento diferente. El verdadero valor de la diferencia para las medias es un evento seguro, es decir, tiene una probabilidad del 100% de ser diferente de cero con un tamaño del efecto grande (1.01); en cuanto a las desviaciones estándar, la probabilidad de que el verdadero valor de la

diferencia sea mayor a cero es 99.7%. Además, el cero no se encuentra dentro de HDI (ver Figura 3).

La media para el puntaje total de los hombres de población general fue 22.38 ( $DT = 7.05$ ) mientras que en las mujeres fue 23.20 ( $DT = 6.65$ ). La correlación de la edad con el total de la prueba no fue significativa ( $r = -.032$ ,  $p = .644$ ). Para los pacientes la media para el puntaje total de los hombres fue 27.15 ( $DE = 8.69$ ) mientras que en las mujeres fue 29.25 ( $DT = 6.32$ ).

## Discusión

El presente estudio encontró una estructura de dos factores para la predisposición a la alucinación, utilizando la LSHS-R en población general no clínica. Estructuras similares han sido reportadas por Fonseca-Pedrero et al. (2010), Goodarzi (2009) y Serper, Dill, Chang, Kot y Elliot (2005). En específico, hemos utilizado un método muy similar (aunque no completamente igual) para la extracción de factores al reportado por Fonseca-Pedrero et al. (2010). En diversos campos de

investigación psicológica es común encontrar que los reportes de estructuras factoriales difieren entre investigaciones. Una explicación para estas diferencias es la utilización de métodos diferentes para la extracción y rotación de la matriz. Es por esa razón que en algunos casos se recomienda la utilización de estadísticos para el cálculo de la congruencia de soluciones factoriales (García-Cueto, 1994).

Obtener un resultado semejante al encontrado por Fonseca-Pedrero et al., confirma, por un lado, que la predisposición a la alucinación es un constructo multifactorial y complejo, y, por el otro, que para población hispanohablante parece describirse mejor a través de dos factores claramente distinguibles a pesar de las diferencias en las poblaciones estudiadas. En efecto, Fonseca-Pedrero et al. (2010), han mostrado como una debilidad el hecho de que su muestra fuesen estudiantes universitarios. Aunque hemos recolectado una muestra más pequeña, la nuestra es perteneciente a población general de la ciudad de Medellín y, sin embargo, los resultados son comparables a los reportados por ellos.

De otra parte, en la presente investigación se incorporó el método de inferencia bayesiana para comparar los puntajes obtenidos por la población general respecto de una muestra de pacientes esquizofrénicos en la LS-HS-R. Los resultados muestran que el grupo de pacientes, en promedio, obtiene una media superior que el grupo de sujetos de la población general; sin embargo, los valores creíbles de las diferencias individuales representadas en las desviaciones estándar generan incertidumbre. Lo que encontramos en las desviaciones estándar, entonces, es un solapamiento de los valores de este parámetro en los grupos.

Este resultado estaría apoyando la hipótesis del continuo de la propensión a la alucinación en población clínica y no clínica. Johns y van Os (2001) han planteado que el abordaje del continuo de la psicosis puede entenderse como una progresión en la manifestaciones clínicas del trastorno hasta la superación de un límite luego del cual dichas conductas pueden considerarse abiertamente sintomáticas y disruptivas. En nuestro caso, la contrastación de los valores de los parámetros indica que los pacientes probablemente superan este umbral, pero las diferencias individuales entre ellos y la población general no son demasiado grandes.

Por esta razón se decidió realizar pruebas de hipótesis para cada uno de los factores por separado. Los resultados muestran que las diferencias entre los grupos son claras en los puntajes totales del segundo factor (Figura 3), denominado por Fonseca-Pedrero et al. (2010) Hechos Mentales Vivos. Este factor agrupa los ítems relacionados con dificultades para la concentración y ex-

periencias *internas* a las cuales el sujeto atribuye carácter de realidad. Serper et al. (2005) en su estudio reportaron también una estructura bi-factorial para la propensión a la alucinación en un grupo de estudiantes universitarios y dos grupos clínicos. Estos autores compararon las medias de los puntajes de los tres grupos respecto a los dos factores, encontrando que había solapamiento en el primer factor, pero mayores diferencias en las medias del segundo factor. Nosotros hemos encontrado un resultado semejante utilizando el método de inferencia bayesiana.

Es llamativo que para nuestro caso y el de Serper et al. (2005) la diferencia se encuentre en el factor que explica menos varianza del LS-HS-R. Esto puede indicar que en un continuo de la propensión a la alucinación, las diferencias son sutiles entre grupos clínicos sin alucinación y población general y los puntajes que marcarían el traspaso del umbral en la intensidad de experiencias alucinatorias clínicamente significativas corresponde a puntajes en promedio superiores por parte del grupo clínico en ítems asociados a fenómenos de carácter interno y que como tal servirían como factor de discriminación para la determinación de umbrales psicóticos. Sin embargo, no deja de ser interesante que los grupos no se diferencien en el primer factor (Experiencias Alucinatorias).

El primer factor encontrado responde a experiencias alucinatorias claramente definidas. Incluso Serper et al. (2005) lo denominaron como factor clínico, y puntajes altos en este podrían indicar dificultades cognitivas en la capacidad de discriminación de la realidad de los estímulos percibidos. Lo que lógicamente indicaría que en población general, los valores en estos ítems deberían ser bajos. Como se puede observar en la tabla 1, los ítems que componen este factor (7, 8, 9, 10, 11, 12), tienen medias inferiores comparadas con las de los ítems del primer factor. Esto indicaría entonces que los sujetos participantes no manifestaban experiencias alucinatorias al momento de la evaluación.

Esto mismo podría decirse del grupo clínico. Los participantes de este grupo, como se ha dicho, no se encontraban en la fase activa de la enfermedad y en esa medida sus respuestas se solapan con las entregadas por el grupo de población general. Serper et al. (2005), al realizar un análisis discriminante para la clasificación de los sujetos en tres grupos (un grupo de estudiantes, otro grupo de pacientes a quienes no se les describió en fase de alucinación activa o no-alucinadores y un tercer grupo de pacientes alucinadores) a partir de los puntajes obtenidos en el LS-HS-R, encontraron que todos los no-alucinadores fueron clasificados como miembros del grupo de estudiantes, esto es, la prueba mostraba valores muy semejantes para ellos; sin embargo el grupo de alu-

cinadores fue clasificado de manera correcta en un alto porcentaje. Esto sugiere que los grupos de no alucinadores y población general se asemejan, tal y como hemos encontrado nosotros, pero con diferencias sutiles pero relevantes para comprender los mecanismos que subyacen a la propensión a la alucinación.

Teniendo entonces estos dos factores como aquellos que tradicionalmente han definido a los sujetos calificados como esquizofrénicos y psicóticos (Experiencias Alucinatorias y Hechos Mentales Vívidos) y que hemos encontrado que el factor de Hechos Mentales Vívidos es el que claramente diferencia entre los grupos de personas diagnosticadas y aquellos que no, se podría pensar que el factor de experiencias alucinatorias es una consecuencia de tener esquizofrenia o psicosis, no una característica definitoria del diagnóstico. Esto lleva entonces a pensar que los hechos mentales vívidos efectivamente sí establecen un factor estructural para esta psicopatología. Lo anterior implica también que son los fenómenos con un origen más cognitivo-afectivo los que incidirían más en un diagnóstico de psicosis o esquizofrenia, mientras que los factores con un origen más sensorial, si bien hacen parte de dichos diagnósticos, pueden ocurrir también en otras afecciones o trastornos (como algunas demencias), incluso pueden estar asociados a enfermedades como la epilepsia, la insuficiencia hepática o el consumo de medicina homeopática (Ernst, 2003).

Ya Strauss (2002) abordaba que la operacionalización categórica puede ser confiable entre los clínicos y permitir mayor facilidad en la comunicación, pero que se hace a expensas de la validez del constructo. El problema con esto es que se agrupan con una etiqueta diagnóstica una gran cantidad de individuos que presentan experiencias muy diferentes entre sí. Olsen y Rosenbaum (2006) plantean que definir la psicosis como la presencia de alucinaciones y delirios no dice nada acerca de la condición psicótica; precisamente, desde este artículo se plantea que no serían aquellas dos características las que hablarían de la condición psicótica sino la presencia de hechos mentales vívidos.

Las ventajas que tendría entender la psicosis de la manera anterior, radicarían en la mejora de la precisión diagnóstica, pudiendo llegar a disminuir la gran variación en los diagnósticos ya que se han encontrado incluso estudios que muestran variaciones de entre 35 y 89 personas diagnosticadas dependiendo del sistema de diagnóstico (Olsen & Rosenbaum, 2006).

¿Sería la presencia de los hechos mentales vívidos uno de los factores “esenciales” de la psicosis? Evidentemente no existe claridad de factores esenciales, solamente se dispone de los principales síntomas (Alcalá, Camacho, Romero y Blanco, 2013), pero tal y como Par-

nas (2002) lo expone, es necesario distinguir síntomas de criterios, en donde los criterios reflejarían la esencia de la psicosis.

Para terminar debemos señalar algunas limitaciones del presente estudio. A pesar de que los participantes provenían de población general no estudiantil, no fueron elegidos aleatoriamente. Así mismo, no se utilizó ninguna prueba de tamizaje para descartar sujetos con algún tipo de trastorno, la participación estuvo supeditada a la aceptación y firma del consentimiento informado y al reporte de no haber tenido historial de trastorno psicológico o psiquiátrico alguno. Para futuras investigaciones se recomienda la utilización de una muestra más amplia y la utilización de una entrevista psiquiátrica para descartar sujetos con condiciones clínicas sin diagnosticar.

## Referencias

- Akaike, H. (1973). *Information theory and an extension of the maximum likelihood principle*. In B. N. Petrov and F. Csaki (Eds.), 2nd International Symposium on Information Theory (Akademia Kiado, Budapest), pp. 267-281.
- Alcalá, V., Camacho, M., Romero, S., & Blanco, N. (2013). La falta de empatía: ¿Un síntoma específico de la esquizofrenia? *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 18(1), 73-80. doi: <http://dx.doi.org/10.5944/rppc.vol.18.num.1.2013.12764>
- Aleman, A., Nieuwenstein, M. R., Boecker, K. B. E., & De Haan, E. H. F. (2001). Multi-dimensionality of hallucinatory predisposition: Factor structure of the Launay-Slade hallucination scale in a normal sample. *Personality and Individual Differences*, 30, 287-292. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00045-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00045-3)
- Allardyce, J., Suppes, T., & van Os, J. (2007). Dimensions and the psychosis phenotype. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 16(S1), S34-S40. doi: 10.1002/mpr.214
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5a ed.). Washington, DC: Autor.
- Bell, V., Halligan, P. W., & Ellis, H. D. (2006). The Cardiff Anomalous Perceptions Scale (CAPS): A New Validated Measure of Anomalous Perceptual Experience. *Schizophrenic Bulletin*, 32(2), 366-377. doi: 10.1093/schbul/sbj014
- Bentler, P. M. & Wu, E. J. C. (2012). *EQS 6.2 for windows* [Statistical Program]. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Bleuler, E. (1911). *Dementia praecox or the group of schizophrenias*. Translated by J. Zinkin. New York: International Universities Press.
- Branch, M. (2014). Malignant side effects of null-hypothesis significance testing. *Theory & Psychology*, 24(2), 256-277. doi: 10.1177/0959354314525282
- Claridge, G., McCreery, C., Mason, O., Bentall, R., Boyle, G., Slade, P., & Popplewell, D. (1996). The factor structure of 'schizotypal' traits: a large replication study. *British Journal of Clinical Psychology*, 35, 103-15.
- Dominguez, S. (2014). ¿Matrices Policóricas/Tetracóricas o Matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(1), 39-48.



- Dominguez-Lara, S. (2016a). Intervalos de confianza en el reporte de la fiabilidad: un análisis necesario. *Anales del Sistema Sanitario de Navarra*, 39(1), 169-170.
- Dominguez-Lara, S. (2016b). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el coeficiente H: breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychologia: Avances de la Disciplina*, 10(2), 87 - 94.
- Dominguez, S. & Merino C. (2015b). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.
- Dominguez, S. (2012). Propuesta para el cálculo del alpha ordinal y theta de Armor. *Revista de Investigación en Psicología*, 15(1), 213-217.
- Eckblad, M., & Chapman, L. J. (1983). Magical ideation as an indicator of schizotypy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 51, 215-225.
- Ernst, E. (2003). Serious psychiatric and neurological adverse effects of herbal medicines – a systematic review. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 108(2), 83-91.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Fonseca-Pedrero, E., Lemos-Giráldez, S., Paino, M., Sierra-Baigrie, S., Villazón-García, U., García-Portilla González, M. P., & Muñiz, J. (2010). Dimensionality of hallucinatory predisposition: Confirmatory factor analysis of the Launey-Slade Hallucination Scale revised in college students. *Anales de Psicología*, 26(1), 41-48.
- García-Cueto, E. (1994). Coeficiente de congruencia. *Psicothema*, 6(3), 465-468.
- Goodarzi, M. A. (2009). Psychometric properties of a Persian translation of the Launay-Slade Hallucination Scale in an Iranian population. *Perceptual Motor Skills*, 109(3), 911-923.
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. En R. Cudeck, S. H. C. du Toit & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Past and present. A Festschrift in honor of Karl G. Jöreskog* (pp. 195-261). Chicago: Scientific Software International.
- Johns, L. C., & van Os, J. (2001). The continuity of psychotic experiences in the general population. *Clinical Psychological Review*, 21(8), 1125-1141.
- Kiers, H. A. L. (1994). Simplimax: a oblique rotation to an optimal target with simple structure. *Psychometrika*, 59, 567-579.
- Kruschke, J. K., & Meredith, M. (2014). BEST: Bayesian Estimation Supersedes the t-Test. R package version 0.2.2. <http://CRAN.R-project.org/package=BEST>
- Kruschke, J. K. (2013). Bayesian estimation supersedes the t test. *Journal of Experimental Psychology: General*, 142(2), 573-603. doi: 10.1037/a0029146
- Larøi, F., Marczewski, P., & Van der Linden, M. (2004). Further evidence of the multi-dimensionality of hallucinatory predisposition: factor structure of a modified version of the Launay-Slade Hallucinations Scale in a normal sample. *European Psychiatry*, 19, 15-20.
- Launay, G., & Slade, P. D. (1981). The measurement of hallucinatory pre-disposition in male and female prisoners. *Personality and Individual Differences*, 2, 221-234.
- Lee, S.-Y., Poon, W.-Y. & Bentler, P. M. (1995). A two-stage estimation of structural equation models with continuous and polytomous variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 48(2), 339-358.
- Levitan, C., Ward, P. B., Catts, S. V., & Hemsley, D. R. (1996). Predisposition toward auditory hallucinations: The utility of the Launay-Slade hallucination scale in psychiatric patients. *Personality and Individual Differences*, 21, 287-289. doi: doi:10.1016/0191-8869(96)00052-9
- Linscott, R. J., & van Os, J. (2010). Systematic reviews of categorical versus continuum models in psychosis: evidence for discontinuous subpopulations underlying a psychometric continuum. Implications for DSM-V, DSM-VI, and DSM-VII. *Annual Review of Clinical Psychology*, 6, 391-419. doi:10.1146/annurev.clinpsy.032408.153506.
- Lorenzo-Seva, U. (2013). *How to report the percentage of explained common variance in exploratory factor analysis. Technical Report*. Department of Psychology, Universitat Rovira I Virgili, Tarragona. Disponible en <http://psico.fcep.urv.cat/utilitats/factor>
- McDonald R.P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, N.J.: L. Erlbaum Associates.
- Mason, O., Claridge G., & Jackson M. (1995). New scales for the assessment of schizotypy. *Personality and Individual Differences*, 18, 7-13.
- Morrison, A. P., Wells, A., & Nothard, S. (2002). Cognitive and emotional predictors of predisposition to hallucinations in non-patients. *British Journal of Clinical Psychology*, 41, 259-270.
- Ohayon, M. M. (2000). Prevalence of hallucinations and their pathological associations in the general population. *Psychiatry Research*, 97(2-3), 153-164. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1781\(00\)00227-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1781(00)00227-4)
- Olsen, K.A., & Rosenbaum, B. (2006). Prospective investigations of the prodromal state of schizophrenia: review of studies. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 113(4), 247-272.
- Parnas, J. (2002) Commentaries: on defining schizophrenia. En M. Maj & N. Sartorius (Eds.), *Schizophrenia* (pp. 43-45). Chichester: John Wiley and Sons.
- Peralta, V., & Cuesta, M. J. (2003). The diagnosis of schizophrenia: old wine in new bottles. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 3, 141-152.
- Peters, E. R., Joseph S., Day, S. A., & Garety, P. A. (2004) Measuring delusional ideation: The 21-item Peters et al. delusions inventory (PDI). *Schizophrenia Bulletin*, 30, 1005-1016.
- R Core Team (2014). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Schneider, K. (1959). *Clinical Psychopathology*. Trans. Hamilton MW. New York: Grune and Stratton.
- Serper, M. P., Dill, C. A. P., Chang, N. M. A., Kot, T. P., & Elliot, J. M. A. (2005). Factorial structure of the hallucinatory experience: Continuity of experience in psychotic and normal individuals. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 193(4), 265-272. doi: 10.1097/01.nmd.0000158374.54513.a0

- Shinn, A. K., Heckers, S., & Öngür, D. (2013). The special treatment of first rank auditory hallucinations and bizarre delusions in the diagnosis of schizophrenia. *Schizophrenia Research, 146*, 17-21.
- Strauss, J. S. (2002) Commentaries: the diagnosis of schizophrenia: practice and concept. En M. Maj & N. Sartorius (Eds.), *Schizophrenia* (pp. 38-40). Chichester: John Wiley and Sons.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods, 16*, 209-220.
- Vellante, M., Larøi, F., Cella, M., Raballo, A., Petretto, D. R., & Preti, A. (2012). Hallucination-like experiences in the non-clinical population. *Journal of Nervous and Mental Disease, 200*(4), 310-315.
- Waters, F. A. V., Badcock, J. C., & Maybery, M. T. (2003). Revision of the factor structure of the Launay-Slade hallucination scale (LSHS-R). *Personality and Individual Differences, 35*, 1351-1357. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869\(02\)00354-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869(02)00354-9)