

## VALIDACIÓN DE LA ESCALA GEOPTE DE COGNICIÓN SOCIAL PARA PSICOSIS EN PACIENTES CON ESQUIZOFRENIA EN LATINOAMÉRICA

Alejandra Caqueo-Urizar<sup>1</sup>, Patricio Mena-Chamorro<sup>1</sup>, Alfonso Urzúa<sup>2</sup>,  
Guillaume Fond<sup>3</sup> y Laurent Boyer<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Universidad de Tarapacá; <sup>2</sup>Universidad Católica del Norte (Chile);

<sup>3</sup>Universidad Aix-Marseille (Francia)

### Resumen

El propósito de este estudio fue validar la escala GEOPTE de cognición social para su uso en pacientes con diagnóstico de esquizofrenia en países Latinoamericanos. Participaron 253 pacientes con un diagnóstico de esquizofrenia y 253 cuidadores principales provenientes de los servicios públicos de salud mental de Bolivia, Chile y Perú. Las propiedades psicométricas de la escala GEOPTE fueron obtenidas mediante análisis factoriales confirmatorios (CFA), CFA-multigrupo, coeficientes de fiabilidad y correlación de Pearson. El CFA mostró la adecuación entre la estructura factorial teórica original con la establecida en este estudio de validación. La escala evidenció satisfactorios indicadores de fiabilidad, presentó asociaciones significativas con la "Escala de los síndromes positivo y negativo" (PANSS) y sólo mostró invarianza débil según el sexo. La escala GEOPTE posee pruebas de validez y fiabilidad suficiente para su uso en pacientes con diagnóstico de esquizofrenia en países Latinoamericanos.

PALABRAS CLAVES: *validación, escala GEOPTE, cognición social, Latinoamérica.*

### Abstract

The purpose of this study was to validate the GEOPTE scale of social cognition for its use in patients diagnosed with Schizophrenia in Latin American countries. The participants were 253 patients with a diagnosis of Schizophrenia and 253 main caregivers from mental health services in Bolivia, Chile and Peru. The psychometric properties of the GEOPTE scale were obtained through confirmatory factor analysis (CFA), CFA-multigroup, reliability coefficients and Pearson's correlation. The CFA showed the adequacy between the original theoretical factor structure and the one established in this validation study. The scale showed satisfactory reliability indicators, presented significant associations with the Positive and Negative Syndrome Scale (PANSS) and showed only weak invariance according to gender. The GEOPTE scale has sufficient evidence of validity and reliability for its use in patients diagnosed with Schizophrenia in Latin American countries.

---

Este estudio fue financiado por la Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo ANID a través del Proyecto FONDECYT 1200785.

*Correspondencia:* Alejandra Caqueo-Urizar, Instituto de Alta Investigación, Universidad de Tarapacá, Antofagasta 1520, Arica (Chile). E-mail: [acaqueo@academicos.uta.cl](mailto:acaqueo@academicos.uta.cl)

KEY WORDS: *validation, GEOPTE Scale, social cognition, Latin America.*

## Introducción

La esquizofrenia es un trastorno mental grave que afecta alrededor de 21 millones de personas, lo que equivale al 1% de la población mundial (World Organization Health [WHO], 2019). Resultado de la manifestación de síntomas positivos y negativos, así como el deterioro cognitivo, los pacientes con un diagnóstico de esquizofrenia, padecen limitaciones físicas, psicológicas y sociales que, en su mayoría, inhabilitan su funcionamiento diario e independiente, los cuales se manifiestan mediante una reducción de la calidad de vida, conexiones sociales y de empleabilidad (Calafell *et al.*, 2014; Rabinowitz *et al.*, 2012; Rocca *et al.*, 2014; Strassnig *et al.*, 2018).

Aunque el deterioro de las funciones cognitivas básicas y de cognición social no son síntomas considerados dentro del diagnóstico de esquizofrenia, varios estudios han demostrado que son aspectos muy característicos en su desarrollo (Green y Harvey, 2014; Green *et al.*, 2019; Hofer *et al.*, 2011; Valaparla *et al.*, 2017), además de estar asociados con la funcionalidad diaria de los pacientes (Barrios *et al.*, 2018; Lindenmayer *et al.*, 2017). La mayoría de los estudios de cognición en la esquizofrenia se han enfocado en la evaluación de funciones básicas, como atención, memoria de trabajo, aprendizaje, velocidad de procesamiento y resolución de problemas (Nuechterlein *et al.*, 2004). Sin embargo, durante los últimos años, los estudios que incluyen la cognición social han aumentado significativamente. Esto se debe probablemente a que diversas investigaciones han demostrado que la cognición social, en comparación a las cogniciones básicas, ejerce una mayor influencia sobre el funcionamiento diario de pacientes con un diagnóstico de esquizofrenia, básicamente en términos de su integración familiar y social observándose un impedimento en la identificación de la inconveniencia de las propias acciones en un contexto social específico ya sea este conocido o no por el paciente o a una falla en la capacidad de atribuir adecuadamente intencionalidad a los otros con los que se interrelaciona (Atenas *et al.*, 2019; Green *et al.*, 2012; Fett *et al.*, 2011; Mora-Castañeda *et al.*, 2020). La cognición social tiene influencia con la gravedad del trastorno, las tasas de recaídas, la competencia social, el funcionamiento en la comunidad y la calidad de vida de los pacientes (Brown *et al.*, 2012; Brown *et al.*, 2014; Caqueo-Urizar *et al.*, 2015; Couture *et al.*, 2006; Pinkham *et al.*, 2003; Shean y Meyer, 2009).

La cognición social se caracteriza por un conjunto de procesos psicológicos que están en función de las interacciones sociales, es decir que intervienen en la percepción, almacenamiento y recuperación de información sobre las emociones y pensamientos de las otras personas, así como la propia reacción, observándose cuatro dominios críticos que componen la cognición social, a saber: (1) procesamiento emocional; (2) percepción social; (3) teoría de la mente; y (4) estilos de atribución. (Green *et al.*, 2019; Green *et al.*, 2005; Raballo, 2018).

El estudio de la cognición social en esquizofrenia ha presentado dificultades en la evaluación y/o medición de este constructo, que se caracteriza mayoritariamente

por la utilización instrumentos que valoran apartados específicos de la cognición social, como la percepción y discriminación de expresiones faciales, intenciones, creencias falsas, situaciones sociales y atribuciones internas o externas, en vez de ser evaluada en sí misma como un constructo general (Savla *et al.*, 2013). Evaluaciones que, además, en su mayoría se realiza mediante tareas experimentales como la valoración del pensamiento abstracto, de la memoria de trabajo y el monitoreo en línea (Gil-Sanz *et al.*, 2019; Palha, 2008), tales como: la Tarea de Identificación de la Emoción Facial (Kerr y Neale, 1993), Tarea de secuencias gráfica (Langdon y Coltheart, 1999) o Prueba de reconocimiento de características situacionales-2 (Corrigan *et al.*, 1996), entre otras. Esto supone un alto costo económico y de tiempo, que se suma a la distancia ya existente entre la investigación y la práctica clínica, reduciendo el acceso y uso por parte de los funcionarios de salud mental (Gilbody *et al.*, 2002; Jensen-Doss y Hawley, 2011). A modo de respuesta a esta limitante, el grupo español para la optimización y el tratamiento de la esquizofrenia (GEOPTE), desarrolló la escala GEOPTE de cognición social para psicosis (Sanjuán *et al.*, 2003), la cual destaca por ser de carácter autoinforme, de breve aplicación (15 ítems), que además define de forma general la cognición social y considera la perspectiva tanto del paciente como del cuidador principal. Esta escala, también se caracteriza por ser bidimensional y estar compuesta por las dimensiones de funciones cognitivas básicas y cognición social. La primera dimensión hace alusión a las alteraciones y/o deficiencias en el aprendizaje, atención/vigilancia, memoria de trabajo y resolución de problemas, mientras que la segunda dimensión refiere a la capacidad de responder adecuadamente a las señales sociales, mediante la percepción, interpretación y el procesamiento de dichas señales. La escala GEOPTE mostró adecuadas pruebas de validez, con la capacidad de explicar el 39% de la varianza total y niveles de fiabilidad satisfactorios ( $\alpha$  de Cronbach= 0,86) (Sanjuán *et al.*, 2003). Desde su publicación, esta escala ha sido utilizada en distintas muestras de pacientes con un diagnóstico de esquizofrenia, que han asociado la cognición social con otros constructos como la empatía, calidad de vida, síntomas psicóticos positivos y negativos, sintomatología depresiva, adherencia al tratamiento, entre otros (Bobes *et al.*, 2009; Ciudad *et al.*, 2009; Martín *et al.*, 2017; Sánchez-Gutiérrez *et al.*, 2018). En esta línea, la escala GEOPTE ha sido adaptada y validada para su uso en población clínica italiana (Pelizza *et al.*, 2019) y portuguesa (Filipa, 2011). Ambos estudios presentaron pruebas adecuadas de validez (muestra italiana, CFI= 0,957, TLI= 0,950, RMSEA= 0,079; muestra portuguesa, capaz de explicar el 37,4% de la varianza total) y niveles de fiabilidad satisfactorios (muestra italiana,  $\alpha$  de Cronbach= 0,90; muestra portuguesa,  $\alpha$  de Cronbach= 0,88).

Hasta la fecha no hay estudios que informen acerca de las propiedades psicométricas en muestras clínicas de países Latinoamericanos, evidenciando la necesidad de contar con instrumentos de medida de rápida aplicación y con adecuadas propiedades psicométricas, que permitan entregar información para el diseño de intervenciones en contextos donde, el acceso a la atención de salud mental es limitado.

El objetivo de este estudio es validar la escala GEOPTE (Sanjuán *et al.*, 2003) para su uso en pacientes con esquizofrenia en Bolivia, Chile y Perú. Se propone como

hipótesis de este estudio, encontrar una estructura factorial similar a la propuesta por Sanjuán *et al.* (2003), con niveles adecuados de fiabilidad.

## Método

### Participantes

La muestra no probabilística estuvo formada por 506 participantes, de los cuales 253 corresponden a pacientes con diagnóstico de esquizofrenia y los otros 253 a sus respectivos cuidadores principales (personas -casi siempre familiares- que proveen atención, cuidados informales y asistencia al paciente sin tener una capacitación profesional). Los pacientes asistían a los servicios públicos de salud mental en tres países de Latinoamérica, específicamente en las ciudades de Arica (Chile) ( $n= 170$ ), La Paz (Bolivia) ( $n= 166$ ) y Tacna (Perú) ( $n= 170$ ).

Las características sociodemográficas se presentan en la tabla 1.

**Tabla 1**

Características sociodemográficas de los pacientes con diagnóstico de Esquizofrenia y cuidadores principales

Variables	Bolivia (N= 83)	Chile (N= 85)	Perú (N= 85)
<i>Paciente</i>	<i>n (%)</i>	<i>n (%)</i>	<i>n (%)</i>
Sexo			
Mujer	18 (22,2%)	25 (30,1%)	40 (48,2%)
Hombre	65 (77,8%)	60 (69,9%)	45 (51,8%)
Edad (en años) <i>M (DT)</i>	33,7 (11,3)	37,9 (15,3)	35,2 (10,3)
Etnia			
Aymara	48 (57,8%)	31 (36,5%)	38 (44,7%)
No-Aymara	35 (42,1%)	54 (63,5%)	47 (55,3%)
Estado civil			
Soltero	76 (91,6%)	70 (82,4%)	72 (85,7%)
Casado	7 (8,4%)	15 (17,6%)	13 (14,3%)
Nivel educativo			
≥ 12 años	10 (12,0%)	6 (7,1%)	24 (28,2%)
≤ 12 años	73 (88,0%)	79 (92,9%)	61 (71,8%)
Tipo de enfermedad			
Esquizofrenia paranoide	48 (57,8%)	65 (76,4%)	71 (83,5%)
Esquizofrenia desorganizada	0 (0,0%)	0 (0,0%)	1 (1,1%)
Esquizofrenia indiferenciada	14 (16,8%)	0 (0,0%)	0 (0,0%)
Esquizofrenia residual	12 (14,4%)	11 (12,9%)	5 (5,8)
Esquizoafectivo	2 (2,4%)	1 (1,1%)	0 (0,0%)
Esquizofreniforme	0 (0,0%)	0 (0,0%)	2 (2,3%)
Otra	7 (8,6%)	8 (9,6%)	6 (7,3%)
Duración del trastorno (en años) <i>M (DT)</i>	13,3 (11,1)	17,0 (13,6)	13,4 (10,0)

Variables	Bolivia (N= 83)	Chile (N= 85)	Perú (N= 85)
<i>Cuidador principal</i>	<i>n (%)</i>	<i>n (%)</i>	<i>n (%)</i>
Sexo			
Mujer	59 (71,1%)	57 (67,1%)	54 (63,5%)
Hombre	24 (28,9%)	28 (32,9%)	31 (36,5%)
Edad (en años) <i>M (DT)</i>	54,2 (13,5)	56,1(14,8)	53,7 (14,8)
Etnia			
Aymara	52 (40,0%)	30 (23,1%)	48 (36,9%)
No-Aymara	31 (25,2%)	55 (44,7%)	37 (30,1%)
Estado civil			
Casado	47 (56,6%)	35 (41,2%)	39 (45,8%)
Soltero	18 (21,7%)	21 (24,7%)	23 (27,1%)
Otro	18 (21,7%)	29 (34,1%)	23 (27,1%)
Nivel educativo			
≥ 12 años	31 (37,5%)	71 (83,4%)	21 (24,9%)
≤ 12 años	52 (62,5%)	14 (16,6%)	64 (75,1%)
Ocupación			
Empleado	45 (54,2%)	39 (45,9%)	24 (28,2%)
Dueña de casa	24 (28,9%)	28 (32,9%)	12 (14,5%)
Cesante	4 (4,8%)	1 (1,1%)	10 (11,7%)
Otro	10 (12,1%)	17 (20,1%)	37 (45,6%)
Tipo de relación			
Madre	35 (42,2%)	44 (51,8%)	36 (42,4%)
Padre	20 (24,0%)	15 (17,6%)	22 (25,8%)
Hermano/a	16 (19,2%)	12 (14,1%)	12 (14,1%)
Esposo/Pareja	1 (1,1%)	6 (7,0%)	6 (7,0%)
Otro	11 (13,5%)	8 (9,5%)	9 (10,7%)
Tiempo pasado con el paciente			
≥ 10 horas	21 (25,3%)	33 (38,8%)	28 (32,9%)
≤ 10 horas	62 (74,7%)	52 (61,2%)	57 (67,1%)
Participación en talleres de psicoeducación			
No	58 (69,9%)	39 (45,9%)	80 (94,1%)
Sí	25 (30,1%)	46 (54,1%)	5 (5,9%)

### Instrumentos

- a) Cuestionario *ad hoc* de datos sociodemográficos y clínicos. Se diseñó un cuestionario para obtener información sobre sexo (hombre, mujer), edad (en años), nivel educativo (mayor a 12 años, menor a 12 años), estado civil (casado, soltero, viudo, divorciado, otros), etnia (Aymara, no-Aymara), ocupación del cuidador (cesante, empleado, jubilado, dueña de casa, estudiante, otro) y tipo de relación (madre, padre, hermano, esposo/pareja, hijo, otro), así como tipo de diagnóstico de esquizofrenia (paranoide, desorganizada, indiferenciada, residual, esquizoafectivo, esquizofreniforme, otro), duración del trastorno (en años), tiempo pasado con el paciente y participación en talleres como psicoeducación (sí, no).

- b) "Escala GEOPTe de cognición social para psicosis" (Sanjuán *et al.*, 2003). Se trata de una escala de 15 ítems diseñada para medir cognición social en pacientes con diagnósticos de esquizofrenia, mediante dos dimensiones: funciones cognitivas básicas (9 ítems) y cognición social (6 ítems). Debe ser contestado mediante la autoadministración del paciente y de su cuidador principal, de forma independiente y utilizando los mismos ítems. Este instrumento contiene preguntas como "¿Se le olvidan encargos, tareas o recados?" o "Cuando está en grupo, ¿le suelen decir que interpreta mal las actitudes, miradas o gestos de los demás?". Las opciones de respuesta corresponden a declaraciones de comportamientos en formato Likert de 5 puntos (1= "no" a 5= "mucho"). Las puntuaciones se obtienen a través de la suma de los valores numéricos asociados a cada opción de respuesta, tanto para el paciente como para el cuidador principal, por lo que la puntuación mínima será de 15 y la máxima de 75. Puntuaciones bajas representarán el mejor estado posible de cognición social y puntuaciones altas el peor posible. La escala mostró adecuadas evidencias de validez del constructo y satisfactoria consistencia interna (Sanjuán *et al.*, 2003).
- c) "Escala de los síndromes positivo y negativo" (*Positive and Negative Syndrome Scale*, PANSS; Kay *et al.*, 1987). Esta escala de 30 ítems fue diseñada para evaluar síntomas psicóticos en individuos con diagnósticos de esquizofrenia a través de cinco dimensiones: psicopatología positiva, negativa, cognitiva, depresiva y de excitación. La PANSS fue traducida, adaptada y validada en español por Peralta y Cuesta (1994). Las opciones de respuesta corresponden a declaraciones de comportamientos en formato Likert de 7 puntos (1= "ausente" a 7= "extremo"). Las puntuaciones dimensionales se calculan a partir de la media de cada conjunto de ítems, donde puntuaciones altas sugieren mayor sintomatología positiva y/o negativa, mientras que puntuaciones bajas sugieren lo opuesto. La escala presenta adecuada validez del constructo y modestos niveles de consistencia interna ( $\alpha$  de Cronbach > 0,60), tanto para la versión original como la adaptada (Peralta & Cuesta, 1994).

### *Procedimiento*

Se trató de un estudio no experimental, transversal de tipo instrumental (Ato *et al.*, 2013). El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad de Tarapacá (Chile), por el Servicio Nacional de Salud de Chile y fue autorizado por los Directores de los Servicios Públicos de Salud Mental de Bolivia y Perú.

Inicialmente, el autor principal capacitó a dos psicólogos clínicos para que realizaran entrevistas durante un período de tres meses en cada país. Durante las visitas mensuales de seguimiento, se invitó a los pacientes con diagnósticos de esquizofrenia junto a sus respectivos cuidadores principales a participar. Antes de comenzar la evaluación, se solicitó un consentimiento informado por escrito a aquellos pacientes y cuidadores que accedieron a participar. El Consentimiento establecía los objetivos del estudio, la confidencialidad, anonimato, los derechos de los participantes y el carácter voluntario de la entrevista. La evaluación duró 20-30

minutos, se realizó en formato lápiz y papel y no se ofreció ninguna gratificación y/o compensación por la participación en el estudio.

Para la selección de los pacientes se tuvieron en cuenta los siguientes criterios de inclusión: ser mayor de 18 años de edad, hablar español, tener un diagnóstico de esquizofrenia según los criterios de la Clasificación internacional de enfermedades, décima versión (CIE-10) (WHO, 1992), estar estabilizado, es decir, que no hubiesen experimentado un episodio psicótico en los últimos 6 meses, y tener un cuidador principal (familiar y/o persona cercana al paciente). Presentar episodios psicóticos agudos en curso o la presencia de deficiencia sensorial y/o cognitiva que impidiesen su evaluación fueron considerados como criterios de exclusión.

Para los cuidadores, los criterios de inclusión fueron: ser mayor de 18 años de edad, hablar español y ser el cuidador principal de un paciente con diagnóstico de esquizofrenia. Presentar sintomatología orgánica, trastorno de abusos de sustancias o sensoriales y/o cognitivos que impidiesen su evaluación fueron considerados como criterios de exclusión.

### *Análisis de datos*

Inicialmente, para controlar los efectos de una posible distorsión del paciente, asociado al grado de concienciación sobre su diagnóstico de esquizofrenia en la obtención de su puntuación de la escala GEOPTe y siguiendo las recomendaciones de Sanjuán *et al.* (2003), se estimó un único índice de tendencia central, a través del cálculo de la media geométrica (MG) con las puntuaciones resumidas del paciente (p) y su cuidador principal (c). El índice de media geométrica (IMG) de un grupo de n valores es la n-ésima raíz del producto de valores del grupo. Se utilizó el IMG en vez de la media aritmética, ya que existe la probabilidad de que las puntuaciones del paciente y el cuidador principal sean muy distintas entre sí, presentando desviaciones significativas. Por lo tanto, ante una gran diferencia entre las puntuaciones la MG proporcionará una media central más próxima al mejor de los dos estados cognitivos, es decir, que IMG es capaz de controlar el efecto de valores extremos, caso contrario si se ocupase la media aritmética (Pardo *et al.*, 2014).

Para calcular el IMG se utilizó la fórmula que se describe a continuación, en la cual p= son las puntuaciones totales de los pacientes y c= son las puntuaciones totales de los cuidadores:  $IMG = \sqrt[p \times c]$ . Para caracterizar la muestra se obtuvieron las proporciones de cada variable sociodemográfica y clínica en cada país (Bolivia, Chile y Perú). Luego, se realizaron análisis descriptivos de tendencia central (media), dispersión (desviación típica, mínimo y máximo), distribución (asimetría y curtosis) y de normalidad (prueba de Shapiro-Wilk) en las variables continuas de cognición social y sintomatología psicótica en toda la muestra. También, se realizaron comparaciones basadas en las medias de las puntuaciones en la escala GEOPTe por género, a través de la prueba t de Student para muestras independientes y por país de residencia, mediante un ANOVA de un factor. Para las pruebas post-hoc se utilizó la corrección de Tukey, debido a que los datos presentaron homocedasticidad (prueba de Levene,  $F= 0,327$ ;  $p= 0,721$ ). Si bien, las variables en esta muestra no se distribuyen normalmente, se utilizaron análisis comparativos paramétricos debido a

que los estadísticos  $t$  y  $F$  son suficientemente robustos en condiciones de asimetría y con tamaños muestrales grandes ( $n > 50$ ) (Pardo *et al.*, 2014).

Para establecer la evidencia de validez basada en la estructura interna de la escala GEOPTE (Sanjuán *et al.*, 2003) se realizó un análisis factorial confirmatorio (CFA), a partir de matrices de correlaciones policóricas (Barendse *et al.*, 2015) y con el método de estimación *robust weighted least squares* (WLSMV), el cual es robusto con variables discretas no normales (Asparouhouv y Muthén, 2007; Li, 2016). A modo de precaución y con la finalidad de informar sobre la validez para su uso entre las dos fuentes de información de forma independiente y conjunta, los modelos CFA se realizaron a partir de los ítems resultantes de la combinación del IMG, del paciente y del cuidador. Se estimaron dos modelos, uno con la estructura factorial original de dos dimensiones covariadas (M1) y otro de una sola dimensión (M2). El ajuste general de los modelos se estimó acorde a las recomendaciones de punto de corte propuesto por Schreiber (2017) para los siguientes indicadores: índice de ajuste comparativo (CFI;  $> 0,90$  aceptable,  $> 0,95$  excelente), índice de Tucker-Lewis (TLI;  $> 0,90$  aceptable,  $> 0,95$  excelente) y error medio de aproximación cuadrática (RMSEA;  $< 0,08$  aceptable,  $< 0,06$  excelente).

La fiabilidad fue estimada para cada dimensión y entre las distintas fuentes de información (IMG, paciente y cuidador), mediante los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald's. Valores sobre 0,70 son considerados aceptables y sobre 0,80 adecuados (Cho y Kim, 2015). Para evaluar la estabilidad de la escala GEOPTE (Sanjuán *et al.*, 2003) entre personas de distinto sexo (hombres y mujeres) y por países (Bolivia, Chile y Perú) se realizaron análisis de invarianza métrica (mismas saturaciones factoriales en todos los grupos) y escalar (mismos interceptos en todos los grupos), mediante un análisis factorial confirmatorio multigrupo (MGCFA), ocupando los ítems correspondientes a los pacientes y cuidadores. La invariabilidad de la escala se interpretó según las recomendaciones de Chen (2007) y Dimitrov (2010), quienes sugieren invarianza cuando los diferenciales de CFI y RMSEA son inferiores a 0,010. Por último, la evidencia basada en la relación con otras variables fue establecida, mediante correlaciones de Spearman entre las dimensiones de la escala GEOPTE y las dimensiones de la PANSS, así como de sus versiones totales. Cabe señalar que la escala no fue adaptada lingüísticamente, debido a que los ítems fueron escrito y publicados en español e inglés por Sanjuán *et al.* (2003).

Todos los análisis fueron realizados a través de los programas estadísticos JASP, v.0,14,1 (JASP Team, 2020) y Mplus, v.8,2 (Muthén y Muthén, 1998-2017).

## Resultados

### *Características descriptivas de la cognición social*

En general, los pacientes presentaron un estado moderado de cognición social en la escala GEOPTE, con una puntuación total de 36,3 ( $DT= 10,7$ ) entorno al nivel medio del rango (15,4-64,4) y manifestaron síntomas moderadamente graves en la escala PANSS, con una puntuación total de 71,3 ( $DT= 28,2$ ) cercano al nivel medio del rango (30,0-191,0). Cabe señalar que ninguna de las variables incluidas en este estudio se distribuyó normalmente, como indican los valores alejados en asimetría y



curtosis (-2 - 2), así como la prueba de normalidad de Shapiro-Wilk ( $W = 0,761 - 0,979$ ;  $p < 0,001$ ).

La prueba  $t$  de Student mostró que no había diferencias estadísticamente significativas según el sexo de los pacientes (hombres= 36,4 [DT= 10,3]; mujeres= 35,2 [DT= 10,8];  $t=0,798$ ;  $p= 0,425$ ). El ANOVA de un factor mostró diferencias estadísticamente significativas entre los pacientes según el país de residencia y explicó un 6% de la varianza total de la cognición social ( $F= 8,603$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2= 0,06$ ). Los análisis *post hoc* mostraron que Bolivia tuvo diferencias moderadas significativas con Chile (Bolivia= 40,1 [DT= 10,7]; Chile= 35,3 [DT= 9,8];  $t= 2,967$ ;  $p= 0,009$ ;  $d= 0,463$ ) y Perú (Bolivia= 40,1 [DT= 10,7]; Perú= 33,6 [DT= 10,6];  $t= 4,000$ ;  $p < 0,001$ ;  $d= 0,603$ ), siendo los pacientes bolivianos quienes percibieron un peor estado de cognición social. No hubo diferencias estadísticamente significativas entre los pacientes chilenos y peruanos. Los detalles de los estadísticos descriptivos se presentan en la tabla 2.

**Tabla 2**  
Estadísticos descriptivos de las variables del estudio

Variables	<i>M</i>	<i>DT</i>	Mín.- Máx.	Asimetría	Curtosis	Shapiro- Wilk	<i>p</i>
GEOPTE total <sup>a</sup>	36,3	10,7	15,4-64,4	3,5	0,6	0,969	< 0,001
Cognición básica	19,0	6,7	9,0-41,0	5,3	2,4	0,947	< 0,001
Cognición social	14,1	5,0	6,0-27,0	2,1	1,1	0,979	< 0,001
PANSS total	71,3	28,2	30,0- 191,0	4,9	1,9	0,944	< 0,001
Positivo	8,3	4,6	3,0-21,0	3,9	2,0	0,914	< 0,001
Negativo	18,6	8,3	6,0-37,0	2,3	3,0	0,951	< 0,001
Depresivo	6,4	3,6	3,0-20,0	7,5	2,7	0,852	< 0,001
Cognitivo	7,2	3,9	3,0-20,0	5,4	0,1	0,899	< 0,001
Excitatorio	11,5	5,9	7,0-44,0	13,4	19,8	0,761	< 0,001

Nota: <sup>a</sup>Puntuación GEOPTE con el índice de media geométrica.

### Validez de constructo y fiabilidad

Basados en la propuesta original de la escala GEOPTE para cognición social se contrastaron dos modelos, uno con estructura factorial de dos dimensiones covariadas (M1) y otro unidimensional (M2), a través de las fuentes de información del indicador de media geométrica (IMG), paciente y cuidador.

De acuerdo con los criterios de ajuste más utilizados en la literatura ( $CFI > 0,90$ ;  $TLI > 0,90$ ;  $RMSEA < 0,08$ ) el modelo de dos dimensiones covariadas (M1) y

unidimensional (M2), tanto en las fuentes de información del IMG, paciente y cuidador, evidenciaron ser explicaciones parcialmente suficientes e incluso insuficientes de la matriz de covariaciones observadas, ya que CFI y TLI estuvieron por debajo de 0,90 o RMSEA sobrepasó el criterio de 0,08 (Schreiber, 2017). Para decidir si los modelos necesitaban una reespecificación, se revisaron los índices de modificación, los cuales sugirieron correlacionar los ítems 9 y 10 ("*Cuando está en grupo, ¿le suelen decir que interpreta mal las actitudes, miradas o gestos de los demás?*" y "*¿Se siente muy sensible a las miradas, palabras o gestos de los otros?*") de la dimensión cognición social en ambos modelos, ya que podrían permitir aumentar el ajuste de los modelos. Los modelos revisados (M1-R y M2-R) para el IMG, paciente y cuidador, evidenciaron una mejora significativa en los indicadores de ajuste comparativos y absolutos, siendo una explicación suficiente de la matriz de covariaciones observadas. Asimismo, la comparación entre los modelos reespecificados evidenció que, el modelo covariado (M1-R) ajusta sustantivamente mejor que el modelo unidimensional (M2-R). Por tanto, se utilizó el modelo covariado reespecificado (M1-R) como referencia para el CFA-multigrupos. Los detalles del ajuste de los modelos de medida se presentan en la tabla 3.

**Tabla 3**  
Indicadores de ajuste global de los modelos de medida

Modelos	Par.	$\chi^2$	gl	CFI	TLI	RMSEA	RMSEA IC 90%	
							Mín.	Máx.
IMG								
M1	75	338,65	89	0,924	0,911	0,107	0,095	0,119
M1-R	76	219,51	88	0,960	0,952	0,078	0,065	0,091
M2	74	528,29	90	0,867	0,845	0,141	0,129	0,152
M2-R	75	248,22	89	0,952	0,943	0,085	0,073	0,098
Paciente								
M1	76	320,38	89	0,916	0,901	0,103	0,091	0,115
M1-R	77	226,33	88	0,950	0,940	0,080	0,067	0,093
M2	75	439,92	90	0,874	0,852	0,126	0,114	0,138
M2-R	76	232,72	89	0,948	0,939	0,081	0,068	0,094
Cuidador								
M1	76	339,59	89	0,939	0,928	0,107	0,095	0,119
M1-R	77	246,44	88	0,961	0,954	0,086	0,073	0,098
M2	75	541,87	90	0,890	0,872	0,143	0,131	0,155
M2-R	76	286,90	89	0,952	0,943	0,095	0,083	0,107

Notas: Par.= número de parámetros; CFI= índice de ajuste comparativo; TLI= índice de Tucker-Lewis; RMSEA= error del cuadrado medio de la raíz de aproximación; M1= CFA con dos dimensiones covariadas, 15 ítems; M1-R= CFA con dos dimensiones covariadas revisado; M2= CFA unidimensional, 15 ítems; M2-R= CFA unidimensional revisado, 15 ítems.

Tanto en el modelo para IMG, pacientes y cuidadores, las saturaciones factoriales evidenciaron ser moderadas ( $\lambda > 0,30$ ) y fuertes ( $\lambda > 0,50$ ) (Cohen, 1988) representaciones en cada factor y ser estadísticamente distintas de 0 en la población, además de presentar covariaciones factoriales grandes ( $r > 0,5$ ) y significativas (Cohen, 1988) entre las dimensiones de funciones cognitivas básicas y cognición

social. Por último, para el modelo IMG, pacientes y cuidadores, las estimaciones de fiabilidad de cada dimensión fueron satisfactorias ( $> 0,80$ ) o al menos suficientes ( $> 0,70$ ), según se utilice alfa de Cronbach u omega jerárquico de McDonald's. Los detalles de las saturaciones factoriales, las covariaciones entre los factores y las estimaciones de fiabilidad para cada dimensión se presentan en la tabla 4.

### *Invarianza*

Para el IMG y los cuidadores, sólo se evidenció invarianza métrica según la variable sexo, ya que el modelo métrico (restringido) en comparación al modelo configural (no restringido) no presentó modificaciones superiores a 0,010 en los deltas CFI y RMSEA (IMG:  $\Delta_{CFI} = -0,001$ ,  $\Delta_{RMSEA} = -0,004$ ; Cuidadores:  $\Delta_{CFI} = -0,001$ ,  $\Delta_{RMSEA} = -0,003$ ) y al comparar el modelo escalar (restringido) con el modelo configural (no restringido) el delta RMSEA mostró cambios de ajuste considerables, lo que sugiere, al igual que en los pacientes, la equivalencia entre las saturaciones factoriales, más no la equivalencia entre los interceptos, señalando que los ítems poseen el mismo significado entre hombres y mujeres. Asimismo, no se observó invarianza métrica ni escalar entre los cuidadores, lo cual sugiere que la interpretación de los ítems podría ser diferente según sea el país de residencia (Bolivia, Chile o Perú).

Para los pacientes, tanto la invarianza factorial según el sexo como por país evidenció sólo la presencia de invarianza métrica, ya que el modelo métrico (restringido) en comparación al modelo configural (no restringido) no presentó modificaciones superiores a 0,010 en los deltas CFI y RMSEA ( $\Delta_{CFI} = 0,002$ ,  $\Delta_{RMSEA} = -0,005$ ), mientras que, cuando se compara el modelo escalar (restringido) con el modelo configural (no restringido) el delta RMSEA mostró cambios de ajuste considerables, lo que pone de manifiesto la equivalencia entre las saturaciones factoriales, más no la equivalencia entre los interceptos, sugiriendo que los ítems poseen el mismo significado entre los dos grupos. Los detalles de invarianza factorial se presentan en la tabla 5.

### *Validez discriminante*

La escala GEOPTE de cognición social en su versión total, junto a sus dimensiones de cogniciones básicas y cognición social mostraron asociaciones directas leves ( $r > 0,1$ ), moderadas ( $r > 0,3$ ) y grandes ( $r > 0,5$ ) (Cohen, 1988) distintas de cero en la población en todas las dimensiones del PANSS y su versión total, con la excepción del factor depresión que no evidenció asociaciones estadísticamente significativas con las dimensiones de la escala GEOPTE y en su versión total. Esto sugiere que, a medida que los pacientes manifiesten un peor estado en cognición social, también tenderán a presentar un mayor grado de severidad en su sintomatología psicótica y viceversa. Los detalles de los resultados de validez basada en la relación con otras variables se presentan en la tabla 6.

**Tabla 4**  
Saturaciones factoriales estandarizadas, covariaciones factoriales y coeficientes de fiabilidad (alfa y McDonald's) para cada dimensión

Ítems	IMG			Paciente			Cuidador		
	M (DT)	Sat. factoriales		M (DT)	Sat. factoriales		M (DT)	Sat. factoriales	
		CB	CS		CB	CS		CB	CS
¿Tiene dificultad para prestar atención?	2,24 (1,03)	0,639**		2,35 (1,33)	0,611**		2,60 (1,24)	0,666**	
¿Tiene dificultad para seguir una conversación en la que participan varias personas?	2,40 (1,11)	0,728**		2,48 (1,39)	0,744**		2,79 (1,35)	0,728**	
¿Le cuesta aprender cosas nuevas?	2,24 (1,06)	0,657**		2,39 (1,36)	0,626**		2,64 (1,41)	0,660**	
¿Se le olvidan encargos, tareas o recordos?	2,08 (0,99)	0,490**		2,15 (1,28)	0,546**		2,46 (1,27)	0,608**	
¿Cuándo tiene que hablar con alguien le faltan las palabras?	2,47 (1,18)	0,736**		2,65 (1,43)	0,703**		2,80 (1,41)	0,786**	
¿Le cuesta entender de qué se trata una película?	1,82 (1,03)	0,771**		2,04 (1,31)	0,715**		1,90 (1,22)	0,699**	
¿Le cuesta encontrar el sentido de una conversación?	1,67 (0,89)	0,706**		1,79 (1,11)	0,730**		1,90 (1,15)	0,667**	
Si está solo en casa y surge algún problema (p.ej., se estropea un electrodoméstico): ¿Le resulta difícil buscar una solución?	2,20 (1,30)	0,573**		2,25 (1,55)	0,553**		2,60 (1,56)	0,611**	
¿Le cuesta mantener la higiene personal (estar limpio y aseado)?	2,14 (1,20)	0,695**		2,14 (1,39)	0,704**		2,56 (1,48)	0,592**	
¿Tiene dificultades para reconocer las emociones de los otros?	1,54 (0,83)		0,615**	1,65 (1,16)		0,548**	1,74 (1,16)		0,569**
Cuando está en grupo, ¿le suelen decir que interpreta mal las actitudes, miradas o gestos de los demás?	2,17 (1,14)		0,613**	2,22 (1,39)		0,604**	2,52 (1,36)		0,661**
¿Se siente muy sensible a las miradas, palabras o gestos de los otros?	2,31 (1,14)		0,603**	2,40 (1,41)		0,648**	2,63 (1,41)		0,650**
¿Le cuesta hacer planes para el fin de semana?	2,92 (1,43)		0,618**	3,03 (1,61)		0,597**	3,29 (1,60)		0,679**
¿Tiene dificultades para hacer amistades?	2,69 (1,38)		0,593**	2,85 (1,69)		0,482**	3,11 (1,61)		0,674**
¿Está insatisfecho con su vida sexual?	2,85 (1,48)		0,361**	3,02 (1,75)		0,468**	3,07 (1,66)		0,373**
Covariaciones factoriales									
Cogniciones básicas	---	---	0,819**	---	---	---	0,906**	---	---
Estimadores de fiabilidad									
Alfa (α)	---	0,851	0,715	---	0,833	0,689	---	0,844	0,732
Omega (ω)	---	0,856	0,741	---	0,837	0,710	---	0,848	0,754

Notas: IMG= índice de media geométrica; Sat.= saturaciones; CB= funciones cognitivas básicas; CS= coanimación social. \*\*p< 0,01; \*p< 0,05.

**Tabla 5**  
Prueba de invariancia de medición

	$\chi^2$	gl	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	$\Delta_{gl}$	$P_{\Delta\chi^2}$	$\Delta_{CFI}$	$\Delta_{RMSEA}$
<b>IMG</b>									
Sexo									
Configural	485,9	178	0,920	0,119	---	---	---	---	---
Métrico	503,7	191	0,919	0,115	26,9	13	0,012	-0,001	-0,004
Escalar	509,2	233	0,928	0,098	70,5	55	0,077	0,008	-0,021
País									
Configural	596,1	267	0,912	0,121	---	---	---	---	---
Métrico	677,1	293	0,898	0,125	98,6	26	0,000	-0,014	-0,004
Escalar	750,7	377	0,900	0,109	226,9	110	0,000	-0,012	-0,012
<b>Paciente</b>									
Sexo									
Configural	427,3	178	0,932	0,107	---	---	---	---	---
Métrico	434,6	191	0,934	0,102	10,4	13	0,654	0,002	-0,005
Escalar	463,7	234	0,937	0,089	71,6	56	0,078	0,005	-0,018
País									
Configural	602,1	267	0,941	0,122	---	---	---	---	---
Métrico	646,1	293	0,937	0,120	58,6	26	0,000	-0,004	-0,002
Escalar	751,2	379	0,934	0,108	216,8	112	0,000	-0,007	-0,014
<b>Cuidador</b>									
Sexo									
Configural	455,6	178	0,958	0,112	---	---	---	---	---
Métrico	473,0	191	0,957	0,109	25,7	13	0,018	-0,001	-0,003
Escalar	501,5	234	0,960	0,096	84,8	56	0,007	0,002	-0,016
País									
Configural	414,6	228	0,923	0,099	---	---	---	---	---
Métrico	472,4	252	0,909	0,102	66,8	24	0,000	-0,014	0,003
Escalar	676,3	332	0,858	0,111	295,5	104	0,000	-0,065	0,012

Nota: IMG= índice de media geométrica; CFI= índice de ajuste comparativo; RMSEA= error del cuadrado medio de la raíz de aproximación.

**Tabla 6**

Evidencia de validez basada en la relación con otras variables mediante una matriz de correlaciones de Spearman

PANSS	Escala GEOPTE		
	GEOPTE Total	Cogniciones básicas	Cognición social
PANSS Total	0,589**	0,486**	0,532**
Positivo	0,399**	0,309**	0,425**
Negativo	0,632**	0,544**	0,560**
Cognitivo	0,547**	0,473**	0,445**
Depresivo	0,094	0,077	0,053
Excitación	0,294**	0,277**	0,232**

Notas: PANSS= Escala de síndrome positivo y negativo; Escala GEOPTE= Escala GEOPTE de cognición social para psicosis; \*\* $p < 0,01$ ; \* $p < 0,05$ .

## Discusión

El objetivo de este estudio fue validar la escala GEOPTe en tres países Latinoamericanos, debido a la necesidad de contar con mediciones de aplicación breve y de bajo costo para los servicios de salud mental de estas regiones.

Los resultados muestran que los indicadores de ajuste del modelo de dos dimensiones covariadas revisado (M1-R), junto al tamaño del efecto de las saturaciones factoriales, permiten sostener la adecuación entre la estructura factorial teórica original de la escala GEOPTe (Sanjuán *et al.*, 2003) y la proveniente de esta validación, es decir, que las dimensiones de funciones cognitivas básicas y cognición social se explican satisfactoriamente por una solución de dos dimensiones covariadas, proporcionando a la vez evidencia de validez basada en la estructura interna, que permite una adecuada interpretación de las puntuaciones de las dimensiones de cognición social en pacientes con un diagnóstico de esquizofrenia. Asimismo, los adecuados indicadores de ajustes en el modelo covariado revisado (M1-R) como en el modelo unidimensional revisado (M2-R) permiten, además, utilizar la escala de forma bidimensional como unidimensional, sugiriendo que el contenido sustancial de la escala GEOPTe evalúa de forma general la cognición social. La estimación de fiabilidad basada en los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald's sugieren niveles satisfactorios de consistencia interna, lo que minimiza los errores de medición. En cuanto a la validez basada en la asociación con otras variables, se observa que las asociaciones de las dimensiones de la escala GEOPTe (cogniciones básicas y cognición social), así como de su versión total y las dimensiones del PANSS junto a su versión total están en la dirección esperada y acorde con lo señalado en investigaciones anteriores (Caqueo-Urizar *et al.*, 2015; Caqueo-Urizar *et al.*, 2016; Fretland *et al.*, 2015; Vaskinn *et al.*, 2018), con la excepción de las asociaciones entre el factor depresión del PANSS. Estos hallazgos coinciden con los estudios de adaptación y validación realizados en muestras clínicas italianas y portuguesas (Pelizza *et al.*, 2019; Filipa, 2011), además de sugerir que la escala GEOPTe posee propiedades psicométricas satisfactorias para medir cognición social en pacientes con un diagnóstico de esquizofrenia en países Latinoamericanos.

Aunque, sólo es posible sustentar invariabilidad métrica según el sexo en la escala GEOPTe, la interpretación de la comparación entre los niveles de cognición social de pacientes hombres y mujeres con diagnósticos de esquizofrenia es recomendable. Sin embargo, cuando se comparan los niveles de cognición social por países es necesario tener precaución al momento de interpretar las diferencias. Este hallazgo de invarianza débil para el sexo de los participantes podría deberse a las diferencias existentes en la prevalencia, sintomatología y respuestas al tratamiento que las observaciones clínicas manifiestan (Li *et al.*, 2016; Riecher-Rössler *et al.*, 2018), donde la mayoría los pacientes diagnosticados con esquizofrenia suelen ser hombres, los que además presentan más síntomas negativos en comparación a las mujeres (Caqueo-Urizar *et al.*, 2018). La no presencia de invarianza según el país de residencia, podría responder probablemente a que los pacientes de Bolivia, Chile y Perú, a pesar de ser países fronterizos, que comparten diversos aspectos culturales, como el lenguaje, creencias y costumbres, conciben de forma diferente la esquizofrenia, las que podrían verse afectadas por la

propia percepción del paciente sobre su diagnóstico, así como en la familiarización con la sintomatología y/o tratamiento, que están sujetas a las diferentes políticas públicas de salud utilizadas entre los países, a saber, en Chile, la presencia del programa denominado "Garantías Explícitas en Salud" (GES) garantiza beneficios por ley para las personas con un diagnóstico de esquizofrenia u otro trastorno mental, asegurando atención y medicamentos antipsicóticos a diferencia de Perú y Bolivia, donde el acceso a los medicamentos no es universal para la población de pacientes diagnosticados con esquizofrenia (Ministerio de Salud [MINSAL], 2016).

Este estudio posee al menos dos limitaciones. En primer lugar, este estudio utilizó los índices de modificación para permitir la asociación entre los errores del ítem 9 y 10 ("*Cuando está en grupo, ¿le suelen decir que interpreta mal las actitudes, miradas o gestos de los demás?*" y "*¿Se siente muy sensible a las miradas, palabras o gestos de los otros?*"), que en consecuencia mejoró el ajuste. Esta estrategia se justifica por la similitud del contenido presentado por ambos ítems (MacCallum *et al.*, 1992). En segundo lugar, este estudio también utilizó una estrategia de muestreo no probabilística, por conveniencia, la cual no representa en su totalidad a todos los pacientes con diagnósticos de esquizofrenia de Bolivia, Chile y Perú, por tanto, es necesario que se realicen nuevos estudios con muestras que presenten una mayor representatividad.

A pesar de las limitaciones y con la finalidad de obtener nuevas evidencias de validez y fiabilidad, se recomienda aplicar la escala GEOPTE de cognición social para psicosis en centros de salud mental del resto de los países que comparten la región, como Colombia, Argentina, entre otros. La incorporación de la escala GEOPTE en protocolos de evaluación en los servicios de salud mental, otorgará información relevante para fomentar la inclusión de intervenciones que permitan abordar y mejorar, dentro de lo posible, la cognición social y de esta forma incrementar la funcionalidad diaria de los pacientes con esquizofrenia.

Los hallazgos de este estudio proveen evidencia suficiente para el uso de escala GEOPTE de cognición para psicosis en pacientes con esquizofrenia en países Latinoamericanos. Los resultados sugieren que esta escala puede ser utilizada por profesionales de los servicios de salud mental en Bolivia, Chile y Perú, así como para desarrollar investigaciones en el área clínica en estas Regiones de Latinoamérica.

## Referencias

- Asparouhouv, T. y Muthén, B. (2007). *Wald test of mean equality for potential latent class predictors in mixture modeling*. <http://www.statmodel.com/download/MeanTest1.pdf>
- Atenas, T., Ciampi, E., Venegas, J., Uribe, R. y Cárcamo, C. (2019). Cognición social: conceptos y bases neurales. *Revista Chilena de Neuro-psiquiatría*, 57(4), 365-376. doi: 10.4067/S0717-92272019000400365
- Ato, M., López-García, J. y Benavente, A. (2013). A classification system for research designs in psychology. *Annals of Psychology*, 29(3), 1038-1059. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
- Barendse, M. T., Oort, F. J. y Timmerman, M. E. (2015). Using exploratory factor analysis to determine the dimensionality of discrete responses. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 22(1), 87-101. doi: 10.1080/10705511.2014.934850

- Barrios, M., Gómez-Benito, J., Pino, O., Rojo, E. y Guilera, G. (2018). Functioning in patients with schizophrenia: a multicentre study evaluating the clinical perspective. *Psychiatry Research*, 270, 1092-1098. doi: 10.1016/j.psychres.2018.05.079
- Bobes, J., Ciudad, A., Álvarez, E., San, L., Polavieja, P. y Gilaberte, I. (2009). Recovery from schizophrenia: results from a 1-year follow-up observational study of patients in symptomatic remission. *Schizophrenia Research*, 115(1), 58-66. doi: 10.1016/j.schres.2009.07.003
- Brown, E. C., Tas, C. y Brune, M. (2012). Potential therapeutic avenues to tackle social cognition problems in schizophrenia. *Expert Review Neurotherapeutics*, 12(1), 71-81. doi: 10.1586/ern.11.183
- Brown, E. C., Tas, C., Can, H., Esen-Danaci, A. y Brune, M. (2014). A closer look at the relationship between the subdomains of social functioning, social cognition and symptomatology in clinically stable patients with schizophrenia. *Comprehensive Psychiatry* 55(1), 25-32. doi: 10.1016/j.comppsy.2013.10.001
- Caqueo-Urizar, A., Boyer, L., Baumstarck, K. y Gilman, S. (2015). Subjective perceptions of cognitive deficits and their influences on quality of life among patients with schizophrenia. *Quality of Life Research*, 24(11), 2753-2760. doi: 10.1007/s11136-015-1019-2
- Caqueo-Urizar, A., Fond, G., Urzúa, A. y Boyer, L. (2018). Gender differences in Schizophrenia: a multicentric study from three Latin-America countries. *Psychiatry Research*, 266, 65-71. doi: 10.1016/j.psychres.2018.05.032
- Caqueo-Urizar, A., Urzúa, A. y Boyer, L. (2016). Percepción de los cuidadores del déficit cognitivo de pacientes con esquizofrenia y su influencia en la calidad de vida. *Psicothema*, 28(2), 150-155. doi: 10.7334/psicothema2015.120
- Chen, F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. doi: 10.1080/10705510701301834
- Cho, E. y Kim, S. (2015). Cronbach's coefficient alpha: well-known but poorly understood. *Organizational Research Methods*, 18(2), 207-230. doi: 10.1177/1094428114555994
- Ciudad, A., Álvarez, E., Bobes, J., San, L., Polavieja, P. y Gilaberte, I. (2009). Remission in schizophrenia: results from a 1-year follow-up observational study. *Schizophrenia Research*, 108(1-3), 214-222. doi: 10.1016/j.schres.2008.12.004
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioural sciences* (2ª ed.). Nueva York, NY: Routledge.
- Corrigan, P., Silverman, R., Stephenson, J., Nugent-Hirschbeck, J. y Buican, B. (1996). Situational familiarity and feature recognition in schizophrenia. *Schizophrenia Bulletin*, 22(1), 153-161. doi: 10.1093/schbul/22.1.153
- Couture, S. M., Penn, D. L. y Roberts, D. L. (2006). The functional significance of social cognition in schizophrenia: a review. *Schizophrenia Bulletin*, 32, S44-S563. doi: 10.1093/schbul/sbl029
- Dimitrov, D. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- Fett, A., Viechtbauer, W., Penn, D., van Os, J. y Krabbendam, L. (2011). The relationship between neurocognition and social cognition with functional outcomes in schizophrenia: a meta-analysis. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 35(3), 573-588. doi: 10.1016/j.neubiorev.2010.07.001
- Filipa, B. (2011). *Adaptação e validação da escala geopte para a cognição social: relação entre a cognição social e a funcionalidade em doentes com esquizofrenia* [Adaptation and validation of the GEOPTE scale for social cognition: relationship between social



- cognition and functioning in patients with schizophrenia] (Tesis de maestría). Universidad de Porto, Porto, Portugal.
- Fretland, R., Andersson, S., Sundet, K., Andreassen, O., Melle, I. y Vaskinn, A. (2015). Theory of mind in schizophrenia: error types and associations with symptoms. *Schizophrenia Research*, 162(1-3), 42-46. doi: 10.1016/j.schres.2015.01.024
- Gilbody, S., House, A. y Sheldon, T. (2002). Psychiatrists in the UK do not use outcomes measures: national survey. *The British Journal of Psychiatry*, 180(2), 101-103. doi: 10.1192/bjp.180.2.101
- Gil-Sanz, D., Bengochea-Seco, R., Arrieta-Rodríguez, M., Santacoloma-Cabero, I. y González-Fraile, E. (2019). ¿Cómo se evalúa la cognición social en esquizofrenia en España? *Informaciones Psiquiátricas*, 236, 9-28.
- Green, M. y Harvey, P. (2014). Cognition in schizophrenia: past, present, and future. *Schizophrenia Research: Cognition*, 1(1), e1-e9. doi: 10.1016/j.scog.2014.02.001
- Green, M., Helleman, G., Horan, W., Lee, J. y Wynn, J. (2012). From perception to functional outcome in schizophrenia: modeling the role of ability and motivation. *Archives of general psychiatry*, 69(12), 1216-1224. doi: 10.1001/archgenpsychiatry.2012.652
- Green, M., Horan, W. y Lee, J. (2019). Nonsocial and social cognition in schizophrenia: current evidence and future directions. *World Psychiatry*, 18(2), 146-161. doi: 10.1002/wps.20624
- Green, M., Olivier, B., Crawley, J., Penn, D. y Silverstein, S. (2005). Social cognition in schizophrenia: recommendations from the measurement and treatment research to improve cognition in schizophrenia new approaches conference. *Schizophrenia Bulletin*, 31(4), 882-887. doi: 10.1093/schbul/sbi049
- Hofer, A., Bodner, T., Kaufmann, A., Kemmler, G., Mattarei, U., Pfaffenberger, N., Rettenbacher, M., Trebo, E., Yalcin, N. y Fleischhacker, W. (2011). Symptomatic remission and neurocognitive functioning in patients with schizophrenia. *Psychological Medicine*, 41(10), 2131. doi: 10.1017/S0033291711000353
- JASP Team (2020). JASP (versión 0.14.1) [software para ordenador]. <https://jasp-stats.org/>
- Jensen-Doss, A. y Hawley, K. (2011). Understanding clinicians' diagnostic practices: attitudes toward the utility of diagnosis and standardized diagnostic tools. *Administration and Policy in Mental Health and Mental Health Services Research*, 38(6), 476-485. doi: 10.1007/s10488-011-0334-3
- Kay, S., Fiszbein, A. y Opler, L. (1987). The Positive and Negative Syndrome Scale (PANSS) for schizophrenia. *Schizophrenia Bulletin*, 13(2), 261-276. doi: 10.1093/schbul/13.2.261
- Kerr, S. y Neale, J. (1993). Emotion perception in schizophrenia: specific deficit or further evidence of generalized poor performance? *Journal of abnormal psychology*, 102(2), 312. doi: 10.1037/0021-843X.102.2.312
- Langdon, R. y Coltheart, M. (1999). Mentalising, schizotypy, and schizophrenia. *Cognition*, 71(1), 43-71. doi: 10.1016/S0010-0277(99)00018-9
- Li, C. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. doi: 10.3758/s13428-015-0619-7
- Li, R., Ma, X., Wang, G., Yang, J. y Wang, C. (2016). Why sex differences in schizophrenia? *Journal of Translational Neuroscience*, 1(1), 37.
- indenmayer, J. P., Fregenti, S., Kang, G., Ozog, V., Ljuri, I., Khan, A., Goldring, A. y McGurk, S. R. (2017). The relationship of cognitive improvement after cognitive remediation with social functioning in patients with schizophrenia and severe cognitive deficits. *Schizophrenia Research*, 185, 154-160. doi: 10.1016/j.schres.2017.01.007
- MacCallum, R., Roznowski, M. y Necowitz, L. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: the problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111(3), 490. doi: 10.1037/0033-2909.111.3.490

- Martín, C., Secades, V., López, G. y Tirapu, U. (2017, August). Empathy, social cognition and subjective quality of life in schizophrenia. *Anales del Sistema Sanitario de Navarra*, 40(2), 211. doi: 10.23938/ASSN.0025
- Ministerio de Salud (2016). *Guía clínica para el tratamiento de personas desde el primer episodio de esquizofrenia*. [https://www.normassalud.com/documentos/chile/guia\\_esquizofrenia\\_2017.pdf](https://www.normassalud.com/documentos/chile/guia_esquizofrenia_2017.pdf).
- Mora-Castañeda, B., Fernández-Liria, A., Pedroso-Chaparro, M. y Márquez-González, M. (2020). Carga, depresión y familismo en cuidadores informales colombianos de pacientes con esquizofrenia y pacientes con demencia. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 28(3), 517-531.
- Muthén, L. y Muthén, B. (1998-2017). *Mplus user's guide* (8ª ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nuechterlein, K., Barch, D., Gold, J., Goldberg, T., Green, M. y Heaton, R. (2004). Identification of separable cognitive factors in schizophrenia. *Schizophrenia Research*, 72(1), 29-39. doi: 10.1016/j.schres.2004.09.007
- Otzen, T. y Manterola, C. (2017). Técnicas de muestreo sobre una población a estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232. doi: 10.4067/S0717-95022017000100037.
- Palha, F. (2008). Cognición social en la esquizofrenia: breve revisión de conceptos e instrumentos de valoración. *Rehabilitación Psicosocial*, 5(1-2), 31-37.
- Pardo, A., Ruiz, M. y San Martín, R. (2014). *Análisis de datos en ciencias sociales y de la salud I*. Madrid: Síntesis.
- Pelizza, L., Azzali, S., Garlassi, S., Scazza, I., Paterlini, F., Chiri, L. y Raballo, A. (2019). Examining subjective experience of social cognition in early psychosis: validation of the Italian version of the GEOPTE scale in an adolescent and young adult clinical sample. *Journal of Psychopathology*, 25(4), 220-230.
- Penn, D., Sanna, L. y Roberts, D. (2008). Social cognition in schizophrenia: an overview. *Schizophrenia Bulletin*, 34(3), 408-411. doi: 10.1093/schbul/sbn014
- Peralta, M. y Cuesta, Z. (1994). Validation of Positive and Negative Symptom Scale (PANSS) in a sample of Spanish schizophrenic patients. *Actas Luso-Españolas de Neurología, Psiquiatría y Ciencias Afines*, 22(4), 171.
- Pinkham, A., E., Penn, D. L., Perkins, D. O. y Lieberman, J. (2003). Implications for the neural basis of social cognition for the study of schizophrenia. *American Journal of Psychiatry*, 160(5), 815-824. doi: 10.1176/appi.ajp.160.5.815
- Raballo, A. (2018). Further angles to this story: time consumption in mind-reading, psychosis risk and phenomenology of social cognition. *Schizophrenia Research*, 197, 566-567. doi: 10.1016/j.schres.2017.10.038
- Rabinowitz, J., Levine, S., Garibaldi, G., Bugarski-Kirola, D., Berardo, C. y Kapur, S. (2012). Negative symptoms have greater impact on functioning than positive symptoms in schizophrenia: analysis of CATIE data. *Schizophrenia Research*, 137(1-3), 147-150. doi: 10.1016/j.schres.2012.01.015
- Riecher-Rössler, A., Butler, S. y Kulkarni, J. (2018). Sex and gender differences in schizophrenic psychoses—a critical review. *Archives of Women's Mental Health*, 21(6), 627-648. doi: 10.1007/s00737-018-0847-9
- Rocca, P., Montemagni, C., Zappia, S., Piterà, R., Sigauo, M. y Bogetto, F. (2014). Negative symptoms and everyday functioning in schizophrenia: a cross-sectional study in a real world-setting. *Psychiatry Research*, 218(3), 284-289. doi: 10.1016/j.psychres.2014.04.018
- Rus-Calafell, M., Gutiérrez, J., Ribas-Sabaté, J., & Lemos-Giráldez, S. (2014). Entrenamiento en habilidades sociales para personas con esquizofrenia: ¿qué entrenamos? *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 22(3), 461-477.

- Sánchez-Gutiérrez, T., García-Portilla, M. P., Parellada, M., Bobes, J., Calvo, A., Moreno-Izco, L., González-Pinto, A., Lobo, A., de la Serna, E., Cabrera, B., Torrent, C., Roldán, L., Sanjuan, J., Ibáñez, Á., Sánchez-Torres, A. M., Corripio, I., Bernardo, M., Cuesta, M. J. y PEPs group (2018). Smoking does not impact social and non-social cognition in patients with first episode psychosis. *Schizophrenia Research*, 199, 64-74. doi: 10.1016/j.schres.2018.03.025
- Sanjuan, J., Prieto, L., Olivares, J. M., Ros, S., Montejo, A., Ferrer, F., Mayoral, F., González-Torres, M. A. y Bousoño, M. (2003). GEOPTE Scale of social cognition for psychosis. *Actas españolas de Psiquiatría*, 31(3), 120-128.
- Savla, G. N., Vella, L., Armstrong, C. C., Penn, D. L. y Twamley, E. W. (2013). Deficits in domains of social cognition in schizophrenia: a meta-analysis of the empirical evidence. *Schizophrenia Bulletin*, 39(5), 979-992. doi: 10.1093/schbul/sbs080
- Schreiber, J. (2017). Update to core reporting practices in structural equation modeling. *Research in Social and Administrative Pharmacy*, 13(3), 634-643. doi: 10.1016/j.sapharm.2016.06.006
- Shean, G. y Meyer, J. (2009). Symptoms of schizophrenia and social cognition. *Psychiatry Research*, 170(2-3), 157-160. doi: 10.1016/j.psychres.2009.01.023
- Strassnig, M., Bowie, C., Pinkham, A., Penn, D., Twamley, E., Patterson, T. y Harvey, P. D. (2018). Which levels of cognitive impairments and negative symptoms are related to functional deficits in schizophrenia? *Journal of Psychiatric Research*, 104, 124-129. doi: 10.1016/j.jpsychires.2018.06.018
- Valaparla, V., Nehra, R., Mehta, U., Thirthalli, J. y Grover, S. (2017). Social cognition of patients with schizophrenia across the phases of illness: a longitudinal study. *Schizophrenia Research*, 190, 150-159. doi: 10.1016/j.schres.2017.03.008
- Vaskinn, A., Andersson, S., Østefjells, T., Andreassen, O. y Sundet, K. (2018). Emotion perception, non-social cognition and symptoms as predictors of theory of mind in schizophrenia. *Comprehensive Psychiatry*, 85, 1-7. doi: 10.1016/j.comppsy.2018.05.002
- World Health Organization (1992). *International statistical classification of diseases and related health problems*, Vol. 1 (10 rev.). Ginebra: Autor.
- World Organization Health (2019). *Esquizofrenia*. <https://www.who.int/es/news-room/factsheets/detail/schizophrenia>

RECIBIDO: 19 de octubre de 2020

ACEPTADO: 12 de mayo de 2021