

Artículo

Propiedades Psicométricas de la Escala Breve de Sentido de Comunidad (BSCS) en los Barrios de Barranquilla (Colombia)

Jorge Palacio-Sañudo¹, Daniel Bolívar¹, Jeremías Aragón¹, Duban Romero¹,
Valentina Jiménez¹, Andrés Llanos¹, e Isidro Maya-Jariego²

¹Universidad del Norte, Barranquilla (Colombia)

²Universidad de Sevilla (España)

INFORMACIÓN

Recibido: 05/05/2023
Aceptado: 26/07/2023

Palabras clave:

Sentido de comunidad
BSCS
Colombia
Barrios
Propiedades psicométricas
Estatus socioeconómico

RESUMEN

Se analizan las propiedades psicométricas de la Escala Breve de Sentido de Comunidad (BSCS) en colombianos que residían en Barranquilla, norte de Colombia, teniendo en cuenta la categorización en estratos socioeconómicos de los barrios en la ciudad. Se examina si el modelo teórico de cuatro factores se mantiene o no en este contexto y si la variable estrato socioeconómico de los barrios afecta a su puntuación. Se encuestó a 858 personas: 491 mujeres, 367 hombres, con edades de 18 a 82 años ($M=31.2$ años, $DE=14.6$). Se utilizó un análisis factorial exploratorio y confirmatorio para examinar la estructura de los factores y la igualdad de los parámetros del BSCS entre los grupos de barrios con alta y baja categorización socioeconómica. Se encontró que, de tres modelos en comparación, el modelo de un factor de segundo orden que explica las cuatro dimensiones del Sentido de Comunidad (SC), brindó el mejor ajuste a los datos y responde mejor al modelo de McMillan y Chavis (1986). Las medidas de confiabilidad interna fueron ω de 0.92 y α de 0.91. Se propone una norma de corrección calculada para la matriz de correlación policórica, donde las puntuaciones más altas indican un mayor SC. Se termina identificando que el SC es mucho mayor en los barrios de estratos socioeconómicos altos y medios con respecto a los barrios de estratos bajos.

Psychometric Properties of the Brief Sense of Community Scale (BSCS) in the Neighborhoods of Barranquilla (Colombia)

ABSTRACT

The psychometric properties of the Brief Sense of Community Scale (BSCS) are analyzed in Colombians residing in Barranquilla, northern Colombia, taking into account the socioeconomic strata categorization of neighborhoods in the city. We examine whether or not the four-factor theoretical model holds in this context and whether the socioeconomic strata variable of the neighborhoods affects their score. We surveyed 858 people: 491 women, 367 men, aged 18-82 years ($M=31.2$ years, $SD=14.6$). Exploratory and confirmatory factor analysis was used to examine the factor structure and equality of BSCS parameters between groups of neighborhoods with high and low socioeconomic categorization. It was found that, of three models in comparison, the second-order one-factor model explaining the four dimensions of Sense of Community (SC) provided the best fit to the data and is most responsive to the McMillan and Chavis (1986) model. The internal reliability measures were ω of 0.92 and α of 0.91. A correction rule calculated for the polychoric correlation matrix is proposed, where higher scores indicate higher SC. It ends up identifying that the SC is much higher in high and middle socioeconomic strata neighborhoods with respect to low strata neighborhoods.

Keywords:

Sense of community
BSCS
Colombia
Neighborhoods
Psychometric properties
Socioeconomic status

Introducción

El sentido de comunidad (SC) es uno de los constructos que más fuerza ha ido tomado en la investigación social de las últimas décadas, al darle valor a la experiencia subjetiva de pertenecer a un grupo, y de sentir que se hace parte de una colectividad mayor, con la cual se crean sentimientos de confianza y colaboración (Sarason, 1974). Además, el SC constituye un aspecto fundamental para el bienestar, la autoestima y la calidad de vida de los individuos, debido a que está estrechamente vinculado con la formación de la identidad social, proceso a través del cual la persona se identifica con un grupo para satisfacer sus necesidades de afiliación, de manera que al final, una parte de su autoconcepto proviene del conocimiento de pertenecer a dicho grupo (Tajfel, 1984).

McMillan y Chavis (1986) propusieron un modelo teórico de cuatro componentes que ha sido uno de los más utilizados para evaluar el SC, haciendo énfasis en el aspecto emocional para su formación. El primer componente es la Satisfacción de Necesidades, que es el sentimiento de compartir valores y recursos con la comunidad o el grupo de pertenencia; aquí el individuo tiene consciencia de una interdependencia con su grupo y el deseo de mantener la unión haciendo lo que los demás esperan de él. El segundo es la Membresía, o Pertenencia al Grupo, que se refiere al sentido de implicarse personalmente en la comunidad, e invertir parte de sí mismo en ella; aquí se logra identificar a los miembros del grupo, con los cuales se comparten símbolos y un sentimiento de seguridad emocional al estar juntos. El tercero es la Influencia Recíproca, donde se identifica el grado de poder o influencia de la persona sobre su grupo, y viceversa. El cuarto es la Conexión Emocional Compartida, que es el vínculo creado por el contacto prolongado entre los miembros del grupo al participar de experiencias o actividades comunes durante un tiempo determinado.

Se han diseñado diferentes instrumentos para evaluar el SC, que han sido utilizados en varios países, grupos y comunidades a nivel mundial, mostrando en general una buena relación con la salud de una comunidad, el nivel de participación comunitaria, el bienestar social, el éxito académico, el empoderamiento, la cohesión social, la pertenencia y la satisfacción de necesidades individuales en contexto comunitario (Cope et al., 2020; Talò et al., 2014; Cicognani et al., 2008; Jacobs y Archie, 2008; Chipuer y Pretty, 1999). Sin embargo, se han presentado diferentes críticas a su estructura factorial y a los instrumentos que se han utilizado para medirlo (Cope et al., 2020). Esto se entiende mejor si vemos que el primer instrumento, el SCI-1 de Chavis, Hogge, McMillan y Wandersman (1986), una escala dicotómica de 12 ítems (<https://senseofcommunity.com/soc-index/>), recibió algunas críticas por sus valores psicométricos, haciendo evidente la necesidad de un instrumento con mejores indicadores (Long y Perkins, 2003). Le siguió una versión más extensa de 24 ítems (SCI-2, Chavis et al., 2008), en escala Likert, que mejoraba las propiedades psicométricas del primero. De manera paralela, se desarrolló una versión breve de ocho ítems (*Brief Sense of Community Scale* -BSCS, Peterson et al., 2008), que es la que nos interesa en esta investigación.

La versión breve (BSCS), se ha probado en diferentes comunidades, países, grupos étnicos y edades (Lardier et al., 2021, 2018; Rivera-Segarra et al., 2016; Hombrados-Mendieta et al., 2013; Townley et al., 2011; Wombacher et al., 2010). Sin embargo, se

tienen pocos resultados en América Latina y no se han encontrado datos para Colombia, lo cual justifica la necesidad de identificar los valores que arroja este instrumento en este país, en particular en comunidades abiertas, de ciudadanos que responden desde la perspectiva de sus barrios.

La Estructura Factorial del Concepto de Sentido de Comunidad

A pesar de la estabilidad conceptual del SC con las cuatro dimensiones propuestas por McMillan y Chavis (1986), otros investigadores argumentan diferencias en el número de dimensiones arrojadas por los diferentes instrumentos, así que la discusión está abierta, aunque la perspectiva unidimensional parece ganar terreno, en particular con las versiones breves. Esto se entiende mejor si vemos la variabilidad ocasionada por las diferentes versiones de la misma escala, haciendo difícil su comparación por tener diferente número de ítems (de 8 a 24), tipos de preguntas (Likert o dicotómica), rangos de respuesta (de 0 a 5), ajustes puntuales de algunos ítems y hasta la utilización de sumatorias o promedios para calcular sus dimensiones (Chavis et al., 1986; Chavis et al., 2008; Peterson et al., 2008), arrojando igualmente diferentes estructuras factoriales (de uno a cinco factores) (Peterson et al., 2008; Loomis y Wright, 2018; Cope et al., 2020).

Con respecto a una de las versiones breves, el BSCS, Peterson et al. (2008), lo construyeron a partir de una muestra de adultos residentes en el medio oeste de Estados Unidos ($n = 293$). Su consistencia interna arrojó el alfa de Cronbach general de 0.92 y para las subescalas de 0.86 en Satisfacción de Necesidades, 0.94 la Pertenencia al Grupo, 0.77 la Influencia Recíproca y 0.87 la Conexión Emocional Compartida. El análisis factorial confirmatorio (AFC) reveló un modelo de cuatro factores con un mejor ajuste a los datos que el modelo unidimensional. La estructura hipotética de segundo orden del BSCS mostró que las cuatro dimensiones podrían considerarse como representantes de un constructo de Sentido de Comunidad subyacente. Además, se observó que tanto la puntuación general y sus subescalas estaban correlacionadas con la participación comunitaria, el empoderamiento psicológico, la salud mental y la depresión (Peterson et al., 2008). A partir de estas evidencias, los autores concluyeron que el instrumento representaba una medida breve y validada del constructo de SC y que podía administrarse de manera conveniente y eficiente en contextos comunitarios.

La escala BSCS se ha utilizado para indagar el SC de estudiantes internos en colegios y universidades (Townley et al., 2011), y para comparar el SC en adultos españoles e inmigrantes en Málaga (Hombrados-Mendieta et al., 2013).

Otros estudios han puesto a prueba la estructura factorial del BSCS en diversas poblaciones, en particular en los últimos años (Buckley et al., 2021; Cárdenas et al., 2021; Griffin et al., 2021; Lardier et al., 2018; Lardier et al., 2021; Opara et al., 2021; Rivera-Segarra et al., 2016; Wombacher et al., 2010), todos haciendo uso de la técnica del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). En la mayoría se mantienen los ocho ítems y se confirma la estructura de cuatro factores y el de segundo orden, siendo la que proporciona el mejor ajuste a los datos (tabla 1).

El estudio de Wombacher et al. (2010), buscó verificar si el marco conceptual y teórico de McMillan y Chavis podría aplicarse

Tabla 1
Estudios Sobre la Estructura Interna de la Escala Breve de Sentido de Comunidad (BSCS)

Estudio	Participantes	Tamaño de la muestra	Análisis factorial	Nº de factores
Peterson et al. (2008)	USA / adultos	293	AFC*	4
Wombacher et al. (2010)	Alemania / militares	270	AFC*	4
Rivera-Segarra et al. (2016)	Puerto Rico / amantes de música <i>heavy metal</i>	402	AFE/AFC	2
Lardier et al. (2018)	USA / jóvenes hombres negros vulnerables	383	AFC*	4
Opara et al. (2021)	USA / mujeres jóvenes negras urbanas	340	AFC*	4
Lardier et al. (2021)	USA / adolescentes hispanos latinos, hombres y mujeres	947	AFC*	4
Cardenas et al. (2021)	USA / universitarios negros, hispanos y no hispanos	716	AFC	4
Griffin et al. (2021)	USA / minoría sexual	219	AFC*	4
Buckley et al. (2021)	Puerto Rico / adultos mayores de 60 años	154	AFC*	4

* Se validó también un factor de segundo orden.

a otros países, como por ejemplo a un grupo militar en Alemania. La muestra estuvo compuesta por 270 marinos de dos buques de la armada alemana y, como metodología de análisis, se implementó la técnica de modelos rivales para poner a prueba tres modelos: el modelo de un factor, el de cuatro factores y el de cuatro factores y el de segundo orden (Wombacher et al., 2010). De acuerdo con los resultados, el modelo de un factor no cumplió con la mayoría de los criterios. Por el contrario, los índices sugieren el mejor ajuste del modelo de segundo orden sobre el de cuatro factores (Wombacher et al., 2010), por lo que se respaldan los fundamentos conceptuales del instrumento.

Resultados similares obtuvieron Lardier et al. (2018), al probar el BSCS entre una muestra de jóvenes de color de escasos recursos en el noreste de los Estados Unidos ($n = 383$). Tal como Wombacher et al. (2010), estos autores ponen a competir los modelos de un factor (Modelo 1), cuatro factores (Modelo 2) y uno de segundo orden (Modelo 3), teniendo en cuenta casi todos los mismos índices de ajuste (χ^2 , GFI, AGFI, CFI, RMSEA, entre otros). Los resultados concluyen que el modelo de segundo orden con cuatro factores brindó el mejor ajuste a los datos y representó una construcción del SC subyacente. Reportaron un alfa de Cronbach de 0.85 para la escala en general y entre 0.70 y 0.80 para las cuatro dimensiones de la misma.

El estudio de Opara et al. (2021), con una muestra de niñas negras de áreas urbanas de USA ($n = 340$), buscaron probar tres modelos: el modelo de cuatro factores (Modelo 1), el modelo de cuatro factores de segundo orden (Modelo 2), y un modelo hipotetizado por los autores que asociaba el sentido de comunidad con las variables de empoderamiento psicológico, de apoyo social y de identidad étnica (Modelo 3). Los índices de ajuste sugirieron que tanto el modelo 1 como el 2 proporcionaron un buen ajuste a los datos, arrojando resultados prácticamente iguales. Estos resultados confirman la estructura de primer y segundo orden del BSCS para este grupo de niñas negras, e indica que el modelo de cuatro factores de segundo orden representa un constructo de SC subyacente. Sin embargo, se determina que el modelo de segundo orden es el que mejor se ajusta a la muestra logrando explicar el 68% de la varianza en Satisfacción de Necesidades, el 73% en Pertenencia al Grupo, el 86% en Influencia Recíproca y el 91% en Conexión Emocional Compartida. Asimismo, los indicadores

de ajuste del modelo 3 indican una asociación significativa con el empoderamiento psicológico, el apoyo social y la identidad étnica.

Lardier et al. (2021), para ampliar su investigación anterior sobre la medición y utilidad del BSCS, se interesaron en la estructura factorial del instrumento en una muestra de 947 adolescentes hispano/latinos, e identificar las potenciales variaciones de la estructura entre hombres y mujeres de este grupo. Aplicaron el AFC y el análisis de invarianza, para poner a prueba 3 modelos distintos: el Modelo 1, de cuatro factores con las dimensiones propuestas por McMillan y Chavis (1986), el Modelo 2, de cuatro factores de segundo Orden, y un Modelo 3, que tenía cuatro factores de segundo orden, pero añadiendo una regresión, para predecir las variables de empoderamiento psicológico interpersonal e identidad étnica. Se confirmó que la estructura de segundo orden de cuatro factores (Modelo 2), proporcionaba el ajuste más adecuado del modelo, respaldando así las dimensiones propuestas por McMillan y Chavis (1986). Reportaron un alfa de Cronbach de 0.89 para la escala en general y entre 0.82 y 0.85 para las cuatro dimensiones de la misma, mostrando una alta confiabilidad interna.

En otro estudio, Cardenas et al. (2021) aplicaron el mismo análisis, pero con el objetivo de determinar si el origen étnico-racial podía influir en el SC de los estudiantes universitarios negros hispanos ($n=409$) y no hispanos ($n=307$). Encontraron que se confirmó el modelo de cuatro factores bajo los índices de ajuste χ^2 , CFI, TLI, RMSEA con intervalos de confianza (IC) del 90%. Además, la imposición de restricciones crecientes en el modelo no disminuyó significativamente su ajuste, mostrando que existe una equivalencia de medición entre ambos grupos, lo que quiere decir que el BSCS es una medida válida cuando se comparan las puntuaciones medias totales o medias entre universitarios no hispanos, negros e hispanos. Es decir que no había diferencia en la conceptualización y operacionalización del SC entre estos grupos de universitarios, y que la puntuación no está sesgada por las influencias culturales.

La estructura de cuatro factores de segundo orden también ha sido validada en minorías sexuales. Por ejemplo, en el estudio de Griffin et al. (2021), que tenían como objetivo principal evaluar la validez de una versión adaptada del BSCS, en este caso para su uso con grupos de minorías sexuales. Se aplicó en una muestra de 219 personas de grupos sexuales minoritarios y con el AFC buscaron

probar tres modelos: el modelo de un factor (Modelo 1), el de cuatro factores (Modelo 2) y el de cuatro factores de segundo orden (Modelo 3), siendo este último el que tuvo mejor ajuste en la muestra seleccionada, mostrando mejores resultados en sus indicadores. El alfa de Cronbach fue de 0.95 a nivel general y un rango entre 0.7 a 0.94 para las dimensiones del instrumento, reflejando una validez y confiabilidad interna de aceptable a excelente.

Con respecto a los estudios en América Latina y el Caribe, se tiene el estudio de Buckley et al. (2021), que tenía como objetivo probar las propiedades psicométricas del BCSC en un grupo de 154 adultos mayores de 60 años en Puerto Rico. Los resultados indicaron que, para esta muestra, el modelo de mejor ajuste fue, nuevamente, el de cuatro factores de segundo orden, lo cual es congruente con los resultados de las investigaciones norteamericanas previamente mencionadas. El alfa de Cronbach general fue de 0.85 y entre 0.66 y 0.85 para las distintas dimensiones, reflejando una confiabilidad interna aceptable.

También en Puerto Rico, Rivera-Segarra et al. (2016), trataron de examinar la estructura factorial y medida de equivalencia del BSCS en una comunidad de la isla. La muestra ($n = 402$) era una comunidad local de amantes del *heavy metal* que asistieron a dos conciertos en 2013. Los resultados del AFE sugirieron un modelo unidimensional, por lo que se procedió a realizar un AFC que arrojó un modelo bidimensional con el mejor ajuste a los datos (Rivera-Segarra et al., 2016). Específicamente, parece que una estructura de dos factores (Factor 1: pertenencia/conexión emocional y Factor 2: satisfacción de necesidades/influencia) explicaría mejor las dimensiones estructurales de la muestra de heavy metal. Este modelo explicaba un 68,7% de la varianza general y un 54% de la varianza para el Factor 1 y 10% para el Factor 2. De esta manera, en este caso los resultados no confirmaron la estructura de cuatro factores del BSCS que propusieron originalmente McMillan y Chavis (1986).

Por otra parte, es importante mencionar que la medida de SC que proporciona el BSCS, ha sido relacionada positivamente en varias de las investigaciones presentadas anteriormente, con un conjunto de variables teóricamente relevantes, tales como el empoderamiento psicológico (Opara et al., 2021; Peterson et al., 2008; Lardier et al., 2021), la identidad étnica (Cardenas et al., 2021; Lardier et al., 2021; Opara et al., 2021), el apoyo social (Opara et al., 2021), la participación comunitaria (Peterson et al., 2008), el control sociopolítico, el poder relacional y la importancia de la escuela (Lardier et al., 2018), la salud mental (Peterson et al., 2008) y el tamaño de la red social (Buckley et al., 2021). También ha correlacionado negativamente con la depresión (Peterson et al., 2008; Griffin et al., 2021), la soledad (Buckley et al., 2021; Griffin et al., 2021) y la homofobia internalizada (Griffin et al., 2021). Estas correlaciones usualmente se realizan con el fin de corroborar la validez de constructo del instrumento, su validez predictiva y la confiabilidad de la medida.

De acuerdo a lo anterior, se puede observar que el BSCS, ha sido validado sobre todo en contextos norteamericanos y población angloparlante, pero aún no ha sido suficientemente examinado en comunidades hispanohablantes y entornos latinoamericanos, mucho menos en el Caribe colombiano, por lo que no se puede asegurar la generalización de la medida como de la teoría, lo cual es un inconveniente a la hora de conceptualizar el SC en estos contextos. Es decir, que al ser el SC un constructo psicosocial, podría verse

afectado por el contexto en el que se concibe, de hecho, podría darse la situación de comunidades hispanohablantes, afrodescendientes o de otro tipo, como los universitarios, grupos de amantes de la música u otros, que den un significado diferente al término del SC y que lo entiendan de manera diferente a lo esperado por la teoría. Además, se debe considerar la influencia de otras variables como la cultura, la identidad étnica (Arafat et al., 2016), o el individualismo (Komarraju y Cokley, 2008), entre otras. Esto abre el panorama para comprender el significado que cada comunidad le da al SC y cómo las variables o contextos pueden cambiarlo, dando paso a los estudios de invarianza. De ahí que se requieren más investigaciones en comunidades diversas para resolver estas interrogantes (Mammana-Lupo et al., 2014).

De igual manera, a pesar de que en la mayoría de los artículos revisados se confirma la estructura de cuatro factores de segundo orden propuesta por McMillan y Chavis (1986), no existe un consenso sobre el número de factores y la estructura factorial, sobre todo por ser el BSCS un instrumento de solo ocho ítems y la estructura de dos ítems por factor es estadísticamente poco confiable. Por todo esto, y de acuerdo al llamado de Flaherty et al. (2014) y Loomis y Wright (2018), se hace necesario seguir examinando las propiedades psicométricas de los instrumentos que evalúan el SC, sobre todo en grupos culturalmente diversos para fortalecer el ajuste transcultural de la escala. De allí que en esta investigación se buscó validar psicométricamente el BSCS en población latinoamericana, específicamente en Colombia, contribuyendo a la generación de conocimiento para entender mejor el SC y el significado que se le da a este constructo en comunidades latinoamericanas. Porque, pese a que se trata de un concepto central en psicología comunitaria, los instrumentos de evaluación del SC aún requieren de un mayor desarrollo psicométrico.

Es de nuestro interés observar si el modelo teórico de cuatro factores se mantiene o no estable en el contexto del Caribe colombiano y si la variable estrato socioeconómico de los barrios puede afectar su puntuación, pues la división en estratos en Colombia conlleva una marcada segregación socioeconómica en función del lugar de residencia, por lo que resulta de especial interés como caso de estudio.

El presente estudio busca analizar las propiedades psicométricas del BSCS en colombianos que residían en Barranquilla, al norte de Colombia, teniendo en cuenta la distribución de los barrios en la ciudad, los cuales se encuentran categorizados en seis estratos que van de menor (estrato 1) a mayores recursos socioeconómicos (estrato 6), los cuales, para efectos de la investigación, se segmentaron en dos grupos (Nivel bajo: estratos 1, 2, vs. Nivel medio-Alto: estratos 3, 4, 5, 6); además, se buscó proponer una estructura de puntuaciones del SC para interpretar la fuerza del SC con el barrio.

Método

Participantes

El estudio hizo parte de una serie de investigaciones en salud mental y comunidad realizadas durante los periodos de confinamiento por la pandemia de COVID-19 en Colombia. Se contó con 858 participantes, todos ellos colombianos: 491 mujeres y 367 hombres. El 78 % residía en Barranquilla y el resto en el área

metropolitana de la ciudad. El promedio de edad fue de poco más de 31 años ($DE = 14.6$ años). El 69 % tenía entre 18 y 35 años y el 31 % entre 36 y 82 años. El 32 % reportó vivir en un barrio de estrato bajo o muy bajo (1, 2), el 53 % en un barrio de estrato medio o medio bajo (3, 4) y un 15 % en un barrio de estrato medio alto o alto (5, 6). El 44 % de los participantes reportó ganar menos de un salario mínimo (el salario mínimo mensual en Colombia en 2021 equivalía a unos 229 dólares), el 16 % ganaba al menos un salario mínimo, el 22 % tenía ingresos mensuales de entre dos y tres veces el salario mínimo y el 15 % ganaba el equivalente a cuatro o más salarios mínimos al mes. Menos del 1 % reportó tener un nivel educativo de primaria, el 14 % había terminado su bachillerato, el 16 % terminaron estudios técnicos o tecnológicos y el 68 % habían culminado estudios universitarios y/o postgrado.

Instrumento

Para evaluar el Sentido de Comunidad se utilizó la *Brief Sense of Community Scale* (BSCS, Peterson et al., 2008), el cual se sustenta en el modelo teórico de McMillan y Chavis (1986), y evalúa cuatro dimensiones que se obtienen del promedio de 8 ítems (Satisfacción de necesidades –ítems 1 y 2–; Membresía –ítems 3 y 4–; Influencia Recíproca –ítems 5 y 6– y Conexión Emocional –ítems 7 y 8), que se responden en una escala tipo Likert de 5 opciones (1: totalmente en desacuerdo; 2: un poco en desacuerdo; 3: ni de acuerdo ni en desacuerdo; 4: un poco de acuerdo; y 5: totalmente de acuerdo). El BSCS se adaptó al español mediante una traducción en doble vía. En primer lugar, dos traductores profesionales colombianos adaptaron por separado la versión original del inglés al español. En segundo lugar, dos traductores profesionales retradujeron la versión en español de nuevo al inglés. Finalmente, un profesor de psicología bilingüe comparó las dos versiones y se llegó a un consenso con todos los traductores. La confiabilidad se presenta en los resultados. Los ítems de la adaptación de la BSCS utilizada en este estudio se presentan en la tabla 2.

Procedimiento

La encuesta fue administrada online, debido al confinamiento que se vivió a nivel mundial por la pandemia. Se envió el link mediante los grupos de contactos de la red social de WhatsApp, siguiendo los lineamientos éticos de contacto, consentimiento informado y anonimato, recomendados por la Asociación Médica Mundial, en la Declaración de Helsinki, revisada en Taipéi en 2016. El estudio contó en el aval del comité de ética de la Universidad

del Norte, registrado en FWA-registered Institutional Review Board (IRB). Como criterios de inclusión se tuvieron en cuenta que fuesen personas mayores de edad, con más de 2 años viviendo en Barranquilla y que supieran leer y escribir. El reclutamiento se inició a través de una estrategia de bola de nieve, solicitando la participación voluntaria en la encuesta a través de las redes personales y la exploración en el vecindario por parte de los promotores de la encuesta. El procedimiento permitió obtener una muestra amplia y heterogénea en aspectos sociodemográficos.

Los enunciados de la escala resultan especialmente sencillos, por lo que no se detectaron problemas de comprensión relevantes en los diferentes segmentos de población. A diferencia de la versión validada con población de Puerto Rico, en nuestro caso mantuvimos el original “barrio” (*neighborhood*), en lugar de sustituirlo por la palabra “comunidad”. El procedimiento de traducción y retrotraducción de los ítems no se encontró con incidencias reseñables.

Análisis Estadístico

Para analizar las propiedades psicométricas internas de la escala, se optó por seguir la estrategia a dos pasos de Anderson y Gerbing (1988), específicamente, se dividió equitativamente la muestra en dos grupos independientes, lo cual permitió garantizar la replicabilidad y la constancia de los modelos. Primero se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE), que permitió identificar dos tipos de soluciones distintas: una acorde al análisis paralelo de Horn (1965), y otra según el criterio de los autovalores > 1 MAP. Estos modelos se implementaron con una rotación oblicua Promax.

Luego se realizó un AFC siguiendo la estrategia de modelos rivales (Hair et al., 2014) en donde se compararon las soluciones factoriales arrojadas en el AFE, para luego seleccionar el modelo con la mejor calidad de acuerdo a los indicadores de ajuste absoluto, incremental y parsimonia. Las soluciones factoriales fueron estimadas con el método de Mínimos Cuadrados no Ponderados (*Unweighted Least Squares, ULS*), por ser un método robusto y simple que funciona bien con datos ordinales donde se viola la normalidad (Ferrando et al., 2022; Li, 2016). Para cada modelo se computó el χ^2 (Chi-cuadrado/Discrepancia), y la razón χ^2/df , en donde se consideran óptimos valores cercanos a 0. Adicionalmente, se calcularon los Índices de Bondad de Ajuste (GFI), de ajuste Comparado (CFI), y ajuste Normado (TLI), donde se consideró como valores de calidad los superiores a 0.95 (Hu y Bentler, 1999). Se midió también el Error de Aproximación cuadrático medio (RMSEA) con valores menores de 0.08 o 0.05 (Hooper et al., 2008; Schermelleh-Engel et al., 2003) y, finalmente, se analizó el Índice de Ajuste Normado de Parsimonia (PNFI) considerando de mejor calidad el modelo de mayor valor absoluto (Hair et al., 2014).

Teniendo en cuenta el modelo con mejor ajuste factorial, se evaluó la consistencia interna del modelo con mejor ajuste usando el alfa $[\alpha]$ de Cronbach y omega de McDonald (Peters, 2014). Finalmente, se compararon las puntuaciones de los participantes para cada factor usando la prueba de t de Student corrección de Welch y Kruskal-Wallis teniendo en cuenta las variables sexo, edad y estrato socioeconómico para los barrios, como también el tamaño del efecto asociado (Cohen, 1998; Tomczak y Tomczak, 2014). Los análisis factoriales y de consistencia interna se realizaron con el programa Jamovi en su versión 2.3 (*The Jamovi Project*, 2022).

Tabla 2
Ítems de la Escala Breve de Sentido de Comunidad (BSCS) en Español

1. Puedo conseguir todo lo que necesito en este barrio.
2. Este barrio me ayuda a satisfacer mis necesidades.
3. Me siento como un miembro más de este barrio.
4. Siento que pertenezco a este barrio.
5. Mi opinión es tenida en cuenta sobre lo que pasa en este barrio.
6. Las personas en este barrio se ayudan y aconsejan unos a otros.
7. Me siento conectado con este barrio.
8. Tengo un buen vínculo con las personas de este barrio.

Resultados

Análisis Factorial Exploratorio

La prueba Kaiser, Meyer y Olkin [KMO] implementada para medir la adecuación muestral indicó que era adecuado realizar un análisis factorial para esta escala ($KMO = 0.87$). Se reafirma con los resultados de la prueba de Esfericidad de Bartlett, la cual arrojó puntuaciones por debajo del criterio establecido 0.05 ($\chi^2_{28} = 2436.013, p < 0.001$). De acuerdo con el análisis paralelo de Horn (1965), el criterio de los autovalores mayores a uno, sugirieron que el número de factores a retener eran uno y tres factores. Lo cual coincidía con distintos estudios donde se han propuesto modelos de un solo factor (por ejemplo, Wombacher, et al. 2010; Rivera-Segarra, et al. 2016) para esta escala, como también un modelo de tres factores para una escala adaptada de SC de diez ítems (Stevens et al. 2011).

Con relación a los pesos factoriales, la estructura unidimensional o modelo 1 estuvo entre 0.60 y 0.80, con el 58% de la varianza explicada de los datos. Por otro lado, la estructura de tres factores mantuvo cargas entre 0.46 y 0.95, así que este modelo se adaptó mejor a los datos, explicando el 72% de la varianza. Se menciona que en ambos modelos se retuvieron todos los ítems, puesto que brindaron buenas propiedades psicométricas (ver Lloret-Segura et al., 2014).

A modo de resumen, se consideran dos modelos explorados: un modelo unidimensional (modelo 1), donde convergen todos los ítems en una sola dimensión del SC y un modelo trifactorial (modelo 2) en donde los ítems se agrupan así: los ítems 1 y 2 en la dimensión de Satisfacción de Necesidades; los ítems 3 y 4 en la dimensión de Pertenencia al Grupo; los ítems 5, 6, 7 y 8 convergen en las dimensiones de Influencia Recíproca - Conexión Emocional.

Análisis Factorial Confirmatorio

En el AFC se compararon los dos modelos mencionados en el AFE y un modelo 3, que cuenta con un factor de segundo orden y las cuatro dimensiones del SC (Peterson et al., 2008) (tabla 3).

La tabla 3 presenta los índices de ajuste del AFC para este estudio. Se observa que la solución unidimensional (Modelo 1) es aquella que presenta mayor discrepancia con relación a los demás modelos. Este modelo tiene un χ^2 significativo; sin embargo, la

razón χ^2/df es mayor a 2 y cuenta con índices de ajuste incremental buenos, un CFI ≥ 0.95 y un TLI ≥ 0.95 . Adicionalmente, presenta un buen índice de Ajuste Normado de Parsimonia en comparación al resto, PNFI 0.70. Con relación a los índices de ajuste absoluto, presenta un GFI ≥ 0.95 siendo bueno, mientras que presenta un error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) alto, mayor al 0.08 del umbral aceptado.

En contraste, el Modelo 2, de tres factores, presentó los mejores indicadores para esta muestra. La prueba χ^2 resultó ser significativa y la razón χ^2/df es cercana a 2. Los índices de ajuste incremental tuvieron excelentes indicadores puesto que el CFI y TLI, se encuentran arriba del umbral esperado ≥ 0.95 y cercanos a 1. El índice de Ajuste Normado de Parsimonia se encuentra bueno, pero no es el mejor entre los modelos PNFI de 0.60. Por otro lado, los índices de ajuste absoluto son óptimos y reflejan que el modelo es bueno, GFI ≥ 0.95 y RMSEA por debajo del umbral de 0.08.

Finalmente, el modelo teórico (Modelo 3), también presentó índices adecuados y de calidad. Con relación a la prueba de discrepancia χ^2 , presentó una puntuación significativa y una razón χ^2/df cercana a 2. Los índices de ajuste incremental fueron adecuados y mayores a 0.95 para CFI y TLI. La solución teórica presentó un índice de ajuste de parsimonia PNFI de 0.56. Los índices de ajuste absoluto calculados se encuentran dentro de lo esperado en un modelo o solución factorial, GFI ≥ 0.95 y RMSEA por debajo del umbral aceptado de 0.08, por lo cual, este modelo se muestra también adecuado.

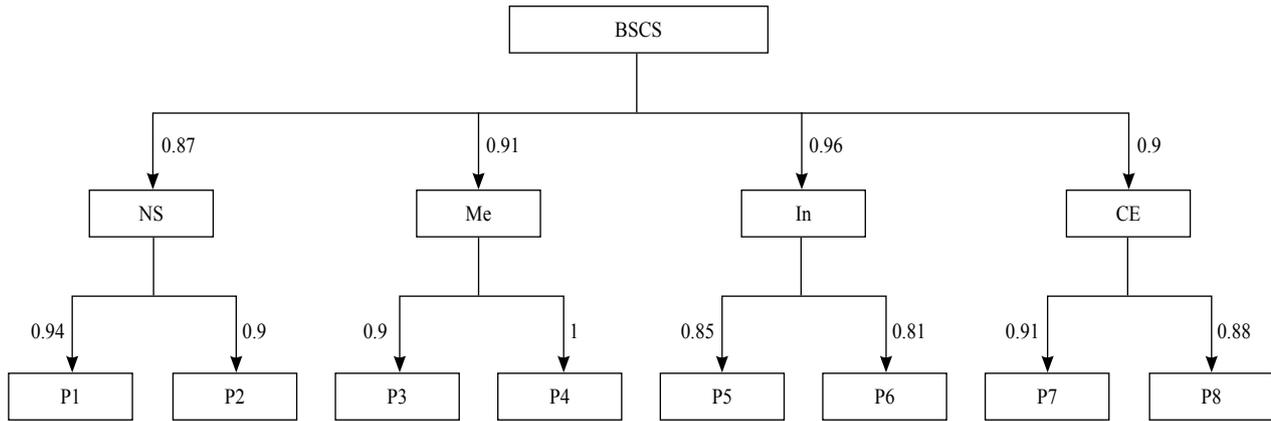
De los modelos analizados, el 2 y 3 se adecuaron mejor a los resultados, sin embargo, al contar con pocos ítems, las soluciones factoriales suelen mostrar un solapamiento de dimensiones, tal como se presenta en el modelo 2, donde las dimensiones de Influencia Recíproca y Conexión Emocional convergen, lo cual dificulta la conceptualización y denominación del factor, como también afecta su replicabilidad. Mientras que el modelo 3, brinda propiedades de adecuación óptimas y una mejor conceptualización teórica, lo cual facilita su operacionalización y replicabilidad (Ferrando et al., 2022). Por tanto, se considera que el modelo 3 es el más adecuado, puesto que es aquel que brinda el mejor ajuste a los datos y guarda mejor correlato con la teoría de SC (McMillan y Chavis, 1986; Peterson et al., 2008; Peterson et al., 2006). En la figura 1 se muestra su estructura factorial.

Tabla 3
Análisis Factorial Confirmatorio Para los Modelos de la BSCS (los Modelos se Estimaron con ULS)

Medidas de Ajuste	Modelo 1 - Un Factor	Modelo 2 - Tres Factores	Modelo 3 - Segundo Orden
Discrepancia [χ^2]	250.102	38.147	54.977
Grados de libertad df	20	17	16
p-value	<.001	.002	<.001
Discrepancia [χ^2]/df	12.505	2.244	3.436
GFI	0.990	0.998	0.998
CFI	0.983	0.998	0.997
TLI	0.977	0.997	0.995
PNFI	0.701	0.605	0.569
RMSEA	0.16 [0.14 - 0.18]	0.05 [0.03 - 0.07]	0.07 [0.05 - 0.09]

Figura 1

Modelo 3: un Factor de Segundo Orden con las Dimensiones del SC. El Gráfico Representa los Factores de Satisfacción de Necesidades (NS), Membresía (Me), Influencia (In) y Conexión Emocional (CE)



Análisis de Consistencia Interna

Se computó el omega de McDonald’s [ω] y alfa de Cronbach [α] para todo el instrumento y sus escalas (Muñiz, 2010; Hernández et al., 2016). La escala global de SC tuvo una excelente medida de confiabilidad interna ω de 0.92 y α de 0.91 (tabla 4). De manera similar, las subescalas presentaron adecuadas medidas de confiabilidad, la Satisfacción de Necesidades arrojó índices ω y α de 0.88; la de Pertenencia al Grupo ω y α de 0.91; la de Influencia Recíproca ω y α de 0.74 y la Conexión Emocional ω y α de 0.82. Por tanto, la puntuación global de BSCS y sus subescalas se consideran confiables. Para las puntuaciones de los factores se aplicó la prueba de Shapiro-Wilk y se encontró que se distribuyen de manera no-normal, p valor < 0.001 , con una asimetría negativa para la mayoría de las puntuaciones (Asimetría global del BSCS = -0.3076).

Tabla 4
Análisis Estadístico de Confiabilidad

Escala	ω McDonald	α Cronbach
BSCS General	0.920	0.918
Satisfacción de Necesidades	0.882	0.881
Pertenencia al Grupo	0.915	0.915
Influencia Recíproca	0.742	0.742
Conexión Emocional	0.829	0.828

Tabla 5
Bareación Para la Escala Breve de Sentido de Comunidad (BSCS)

	Media	DE	Niveles en la escala de Sentido de Comunidad (SC)		
			Bajo	Medio	Alto
BSCS General	3.17	1.06	1 - 2.87	2.88 - 3.74	3.75 - 5
Satisfacción de Necesidades	3.33	1.30	1 - 3.00	3.01 - 3.99	4.00 - 5
Pertenencia al Grupo	3.37	1.29	1 - 3.00	3.00 - 3.99	4.00 - 5
Influencia Recíproca	2.81	1.12	1 - 2.50	2.50 - 3.49	3.50 - 5
Conexión Emocional	3.18	1.22	1 - 3.00	3.00 - 3.99	4.00 - 5

Norma de Corrección

La norma de corrección fue calculada para la matriz de correlación policórica del Modelo 3. Para la puntuación total se optó por la suma de promedios como sistema de calificación teniendo en cuenta su practicidad y relevancia en las investigaciones comunitarias (Griffin et al., 2021; Lin y Israel, 2012; Peterson et al., 2008; Peterson et al., 2006). Las puntuaciones más altas indican un mayor SC. En la tabla 5 se detalla la puntuación total media para la escala y subescalas, como también tres niveles del constructo para la muestra.

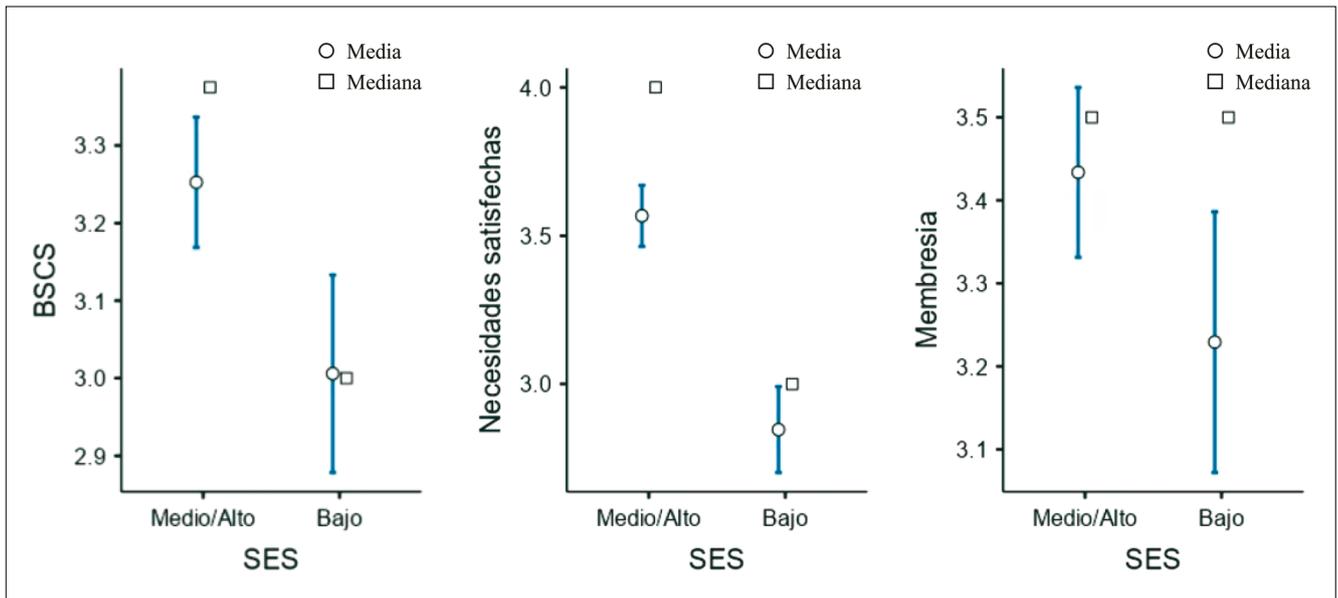
Análisis Sensitivos

No se encontraron diferencias significativas para las variables sexo y edad (p -valor < 0.05), lo cual sugiere que conciben de manera similar el SC y sus dimensiones. Sin embargo, se encontraron diferencias para la variable de Estratificación socioeconómica del barrio. Los habitantes de barrios con niveles socioeconómicos medios y altos (3, 4, 5, 6) tuvieron mayores puntuaciones generales de SC ($M = 3.25$, $DE = 1.03$), que aquellos que habitan barrios con bajo nivel socioeconómico (1, 2) ($M = 3.01$, $DE = 1.08$), $t_{(521)} = -3.168$, $p < 0.002$, $d = 0.23$). Resultados similares se encontraron para las subescalas de Satisfacción de Necesidades ($M_{medios/altos} = 3.57$, $DE = 1.27$; $M_{bajos} = 2.85$, $DE = 1.23$), $t_{(559)} = -7.953$, $p < 0.001$, $d = 0.58$) y Pertenencia al Grupo ($M_{medios/altos} = 3.43$, $DE = 1.26$; $M_{bajos} = 3.23$, $DE = 1.33$), $t_{(516)} = -2.137$, $p < 0.033$, $d = 0.16$).

Tabla 6
T-Test Para Puntuación del SC Según la Categorización del Nivel Socioeconómico de los Barrios

Variable	Nivel socioeconómico	N	M	DE	T de Welch	p	Tamaño de efecto
BSCS General	Bajo	277	3.01	1.08	-3.168	0.002	0.23
	Medio/Alto	581	3.25	1.03			
Satisfacción de Necesidades	Bajo	277	2.85	1.23	-7.953	< .001	0.58
	Medio/Alto	581	3.57	1.27			
Pertenencia al Grupo	Bajo	277	3.23	1.33	-2.137	0.033	0.16
	Medio/Alto	581	3.43	1.26			
Influencia Recíproca	Bajo	277	2.81	1.11	-0.003	0.997	-0.000255
	Medio/Alto	581	2.81	1.13			
Conexión Emocional	Bajo	277	3.14	1.28	-0.673	0.501	0.0497
	Medio/Alto	581	3.2	1.19			

Figura 2
Diferencias Significativas del SC Según Nivel Socioeconómico Medio-Alto/Bajo de los Barrios. En Cada Caso se Indican la Media (con un Círculo) y la Mediana (con un Cuadrado). Tanto Para el Total de la Escala (BSCS) Como Para los Factores de Satisfacción de Necesidades y Membresía, los Encuestados de Nivel Socioeconómico (SES) Medio y Alto Obtienen Puntuaciones más Elevadas que los Encuestados de Nivel Socioeconómico (SES) Bajo



Hay un efecto pequeño en la puntuación del SBSC general y la Pertenencia al Grupo, pero es mediano para la Satisfacción de Necesidades (Cohen, 1988). Esto quiere decir que las personas que habitan los barrios de estratos altos tienden a valorar más su SC, en particular respecto a su Satisfacción de Necesidades, mucho más que los habitantes de los barrios de estratos bajos (tabla 6 y figura 2).

Discusión

En esta investigación se buscó describir las propiedades psicométricas del BSCS en población colombiana, atendiendo a la solicitud de Flaherty et al. (2014) y Loomis y Wright (2018), de fortalecer el ajuste transcultural de los instrumentos que evalúan el SC.

Se probaron tres modelos de los cuales los dos primeros surgen de un AFE. El primer modelo era de estructura unidimensional. El segundo, era de tres factores, donde las subescalas de Satisfacción de necesidades y Membresía conservaron sus ítems sin cambio, mientras que los ítems de Influencia y Conexión emocional se unieron en un solo factor. Luego se propuso un tercer modelo teórico de cuatro factores y un factor de segundo orden tal como sugiere la teoría de SC. Luego del AFC, el tercer modelo brindó el mejor ajuste a los datos y respondió mejor a la teoría de SC. Además, arrojó buenos indicadores de confiabilidad interna ($\omega = 0.92$, $\alpha = 0.91$).

Esto es un dato relevante para la teoría que sustenta el constructo de SC y sus dimensiones (McMillan y Chavis, 1986; Peterson et al., 2008), además de validar un instrumento breve (BSCS) en contexto colombiano, en la medida en que ha sido

probado con datos de una muestra compleja de la cual se deben tener en cuenta dos aspectos: Es por un lado homogénea desde la región geográfica y nacionalidad de los participantes, pero por otro lado es heterogénea en términos de su edad, sexo y nivel socioeconómico. La teoría sugiere que el SC es más consistente en poblaciones homogéneas (Cope et al., 2020; Wright, 2004; McMillan, 1996), por la similitud percibida entre los miembros de la comunidad, lo cual contribuiría a la interacción y cohesión del grupo, así que estos resultados muestran una buena consistencia en la manera que esta comunidad del norte de Colombia representa su SC.

Por otro lado, se encontró que la distribución global de la escala de cinco puntos (1-5), tiene una asimetría negativa (-0.3076), con un promedio de 3.17, lo cual es un punto medio, pero con una desviación hacia la derecha, que refleja una opinión con tendencia favorable para el SC de los participantes. Justamente se propone una norma de corrección en tres niveles para el SC (Bajo-Medio-Alto), que es válido para este grupo de participantes, pero sienta las bases para que se pueda identificar la fuerza de la representación que tiene una comunidad de diferentes características con respecto a su sentido de comunidad.

Al identificar los cambios que se dan en la puntuación del SC de acuerdo a las variables de edad, sexo y estrato socioeconómico del barrio donde habitan los participantes, se encuentra que el SC en su puntuación global solo es significativamente más alto o fuerte, en las personas que viven en los barrios de estratos socioeconómicos medios y altos ($M = 3.25$), con respecto a los que viven en los barrios de estratos bajos ($M = 3.01$). Por lo que se puede esperar que algunas personas de los barrios de estratos bajos, que además tienen baja puntuación en SC, experimenten sentimientos más frecuentes de soledad, o de que no pertenecen, no se les necesita y no se les apoya (Cope et al., 2020). Mientras que las personas de estratos medios y altos tienen sobre todo puntuaciones altas en la Satisfacción de necesidades de su barrio (efecto estadístico mediano). Esto se podría relacionar con que ellos reconocen mejor que existe una interdependencia con las demás personas de su barrio, y además que desean mantenerla, para lo cual estarían dispuestos a tener comportamientos de reciprocidad (Sarason, 1974).

En este resultado de los estratos socioeconómicos, se deben tener en cuenta dos elementos. El primero es que los barrios vulnerables, o donde habitan personas con bajos recursos económicos, afectan el desarrollo y la identidad personal y social de sus habitantes, lo cual condicionaría su comportamiento social (Manstead, 2018). La sensación de tener un menor control personal podría llevarlos a desarrollar comportamientos de aislamiento que reducirían su apertura hacia un mejor SC. El segundo, es el momento del estudio, que es justamente en pandemia y que puede reforzar o conectarse con el elemento anterior. La pandemia generó una gran incertidumbre en todo el mundo, y particularmente en Colombia; el deterioro de la salud mental en este país se relacionó, sobre todo, con el temor a la pérdida del trabajo, el pertenecer a grupos étnicos y el vivir en barrios de estratos socioeconómicos vulnerables o bajos (Bautista-Gómez et al., 2023). Esto podría reforzar, por lo tanto, en estos barrios, un mayor sentimiento de aislamiento, vulnerabilidad y temor, que impactaría más el SC de los ciudadanos de estos contextos y en esos momentos.

Esto guarda relación con la evaluación de aspectos macrosociales, microsociales e individuales (simultáneamente) a través del sentido psicológico de comunidad. Cuando se aplica al barrio de residencia,

los indicadores de sentido de comunidad no sólo valoran la calidad del vecindario objeto de evaluación, sino también las relaciones sociales con los vecinos, así como la importancia atribuida a dicho contexto comunitario por el individuo (Jason et al., 2015; Sánchez-Vidal, 2001). Por lo que se refiere a la interacción social, la densidad de las redes personales muestra una asociación positiva con el sentido de comunidad (Maya-Jariego et al., 2020). No obstante, podría ocurrir que, pese a mantener una relación positiva con los vecinos, los residentes en barrios de estratos más bajos sean conscientes de las oportunidades limitadas que tienen a su alcance en comparación con otras zonas de la ciudad. Tal y como adelantaba Seymour Sarason (1974) en la definición original del concepto, los aspectos emocionales, percibidos o simbólicos entran en interacción con la satisfacción de necesidades y los recursos que la comunidad proporciona a sus miembros. En dicho sentido parecen apuntar los datos obtenidos en Colombia.

La validación psicométrica desarrollada en los barrios de Barranquilla corresponde a una tradición en la que ha predominado la validación unidimensional de comunidades residenciales. Los barrios son contextos relativamente homogéneos que permiten explorar el sentido de pertenencia de sus residentes. No obstante, también resulta necesario explorar la vinculación del individuo con varios contextos simultáneamente (Brodsky y Marx, 2001). Además, es probable que los factores psicométricos analizados sean más o menos relevantes dependiendo de la modalidad de comunidad estudiada (Rivera-Segarra et al., 2016). Se ha comprobado que el tipo de vínculo que el individuo desarrolla con sus vecinos obedece a dinámicas diferentes que el surgimiento de comunidades instantáneas (como ocurre, pongamos por caso, cuando un grupo de personas comparten intereses musicales y acuden a un concierto). La investigación futura en general y los instrumentos psicométricos en particular podrían profundizar en las diferentes modalidades de comunidad, así como en la vinculación múltiple del individuo con el conjunto de contextos comunitarios en los que participa.

Por otro lado, las escalas psicométricas han mostrado cierta tendencia a una evaluación positiva de los barrios de residencia, dificultando en ocasiones la observación de diferencias significativas entre la diversidad de contextos objeto de estudio. Junto con la mejora de las herramientas psicométricas, parece de interés incorporar una aproximación cualitativa que profundice en la percepción subjetiva de cada entorno comunitario específico. La utilización de métodos mixtos resulta prometedora a ese respecto. También sería de interés contrastar nuestros resultados con una encuesta en formato cara a cara. Aunque en nuestro caso el muestreo reflejó una amplia cobertura poblacional, los participantes pueden variar en sus competencias para responder en formato online. En cualquier caso, la simplicidad de la formulación de los ítems facilitó tanto la comprensión como la cumplimentación de la escala.

Conclusión

El sentido psicológico de comunidad es uno de los conceptos clave de la psicología comunitaria (Sarason, 1974). Sin embargo, la evaluación psicométrica del concepto se enfrenta aún a retos importantes, tales como el diseño de una herramienta efectiva en la identificación de los factores teóricos y la validación en diferentes contextos culturales. En este estudio comprobamos empíricamente la estructura factorial de una escala breve de sentido psicológico de

comunidad (Peterson et al., 2008), así como su grado de adecuación cultural con población colombiana. El instrumento mostró buenos indicadores de consistencia interna y un ajuste suficiente a la estructura de cuatro factores del modelo de McMillan y Chavis (1986). Además, se mostró sensible a las diferencias observadas en función del estrato socioeconómico de la población. Para profundizar en la validación del instrumento, sería de interés utilizarlo con diferentes modalidades de comunidad, poniendo en comparación los barrios de residencia con las comunidades relacionales y otros contextos comunitarios.

Contribución de los Autores

En el diseño del estudio, el trabajo de campo y el análisis de datos participaron conjuntamente Jorge Palacio Sañudo, Daniel Bolívar, Jeremías Aragón, Duban Romero, Valentina Jiménez y Andrés Llanos.

La redacción final y la revisión del manuscrito corrió a cargo de Jorge Palacio Sañudo, Daniel Bolívar e Isidro Maya Jariego.

Conflicto de Intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses en relación con los objetivos y desarrollo de este estudio.

Financiación

La participación de Isidro Maya Jariego se realizó en el marco del proyecto *Múltiples sentidos de comunidad en barrios colindantes: un enfoque basado en el análisis de las redes personales* (PID2021-126230OB-I00), financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación del Gobierno de España en la convocatoria de Proyectos de Investigación Orientada del Plan Estatal 2021-2023.

Agradecimientos

Estamos en deuda con los encuestados, que participaron voluntariamente pese al contexto de pandemia en Colombia. El trabajo fue liderado por investigadores del Departamento de Psicología de la Universidad del Norte, bajo la coordinación del doctor Jorge Palacio Sañudo. Este artículo es uno de los resultados de una amplia trayectoria de colaboración entre la Universidad de Sevilla (España) y la Universidad del Norte (Colombia).

Referencias

- Anderson, J.C., & Gerbing, D.W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.411>
- Arafat, S.Y., Chowdhury, H.R., Qusar, M.M.A.S., & Hafez, M.A. (2016). Cross-cultural adaptation and psychometric validation of research instruments: A methodological review. *Journal of Behavioral Health*, 5(3), 129-36.
- Bautista Gómez, M., Toloza-Perez, Y., Millan-De Lange, A., Bolívar-Pimiento, D., Malagón-Rojas, J., Zuluaga, L., Palacio-Sañudo, J., Mercado-Reyes, M., & Ospina, M. (2023). Mental health risk profiles to address future health emergency situations: Data from the study of SARS-COV-2 seroprevalence during confinement in Colombia. En prensa.
- Brodsky, A.E., & Marx, C.M. (2001). Layers of identity: Multiple psychological senses of community within a community setting. *Journal of Community Psychology*, 29(2), 161-178. [https://doi.org/10.1002/1520-6629\(200103\)29:2<161::AID-JCOP1011>3.0.CO;2-1](https://doi.org/10.1002/1520-6629(200103)29:2<161::AID-JCOP1011>3.0.CO;2-1)
- Buckley, T.D., Kim, K., Burnette, D. (2021). Psychometric testing of the Brief Sense of Community Scale with older adults in Puerto Rico. *Journal of Community Psychology*, 50(5), 2116-2129. <http://doi.org/10.1002/jcop.22758>
- Cardenas, I., Steiner, J.J., & Peterson, N.A. (2021). Measurement invariance of the Brief Sense of Community Scale across non-Hispanic, Black and Hispanic college students. *Journal of Community Psychology*, 49(6), pp. 2106-2121. <https://doi.org/10.1002/jcop.22640>
- Chavis, D., Lee, K., & Acosta, J. (2008). The sense of community (SCI) revised: The reliability and validity of the SCI-2. En *2nd International Community Psychology Conference*, Lisboa (Portugal).
- Chavis, D.M., Hogge, J., McMillan, D., & Wandersman, A. (1986). Sense of community through Brunswick's lens: A first look. *Journal of Community Psychology*, 14, 24-40. [https://doi.org/10.1002/1520-6629\(198601\)14:1<24::AID-JCOP2290140104>3.0.CO;2-P](https://doi.org/10.1002/1520-6629(198601)14:1<24::AID-JCOP2290140104>3.0.CO;2-P)
- Chipuer, H., & Pretty, G. (1999). A review of the sense of community index: current uses, factor structure, reliability and further development. *Journal of Community Psychology*, 27(6), 643-658. <http://dx.doi.org/10.1002/jcop.20109>
- Cohen, J. (1998). *Statistical Power Analysis for the Behavioural Sciences (2nd Ed.)*. LEA.
- Cicognani, E., Pirini, C., Keyes, C., Joshanloo, M., Rostami, R., & Nosratabadi, M. (2008). Social participation, sense of community and social wellbeing: A study on American, Italian and Iranian university students. *Social Indicators Research*, 89, 97-112. <https://doi.org/10.1007/s11205-007-9222-3>
- Cope, M.R., Ward, C., Jackson, J.E., Muirbrook, K.A., & Andre, A.N. (2020). Taking another look at the sense of community index: six confirmatory factor analyses. *Journal of Community Psychology*, 48(5), 1410-1423. <https://doi.org/10.1002/jcop.22335>
- Ferrando Piera, P.J., Lorenzo Seva, U., Hernández Dorado, A., & Muñoz Fernández, J. (2022). Decálogo para el Análisis Factorial de los Ítems de un Test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Komaraju, M., & Cokley, K. O. (2008). Horizontal and vertical dimensions of individualism-collectivism: A comparison of African Americans and European Americans. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, 14(4), 336-343. <https://doi.org/10.1037/1099-9809.14.4.336>
- Flaherty, J., Zwick, R.R., & Bouchev, H.A. (2014). Revisiting the sense of community index: A confirmatory factor analysis and invariance test. *Journal of Community Psychology*, 42(8), 947-963. <https://doi.org/10.1002/jcop.21664>
- Griffin, J.A., Eldridge-Smith, E.D., Kridel, M.M., Draheim, A.A., & Stepleman, L.M. (2021). Validation of the Brief Sense of Community Scale in a lesbian, gay, and bisexual sample. *Journal of Community Psychology*, 50(1), 576-591. <https://doi.org/10.1002/jcop.22638>
- Hair, J., Black, W., Babin, B. & Anderson, R. (2014). *Multivariate Data Analysis (7th Ed.)*. Pearson Education.
- Hernández, A., Ponsoda, V., Muñoz, J., Prieto, G., & Elosua, P. (2016). Revisión del modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 37(3), 192-197.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Evaluating model fit: A synthesis of the structural equation modelling literature. En *7 European Conference on Research Methodology for Business and Management Studies* (pp. 195-200). Londres.
- Hombrados-Mendieta, M.I., Gomez-Jacinto, L., Dominguez-Fuentes, J.M., & Garcia-Leiva, P. (2013). Sense of community and satisfaction with life among immigrants and the native population. *Journal of Community Psychology*, 41(5), 601-614. <https://doi.org/10.1002/jcop.21559>

- Horn, J.L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/1070519990540118>
- Jacobs, J., & Archie, T. (2008). Investigating sense of community in first-year college students. *Journal of Experiential Education*, 30(3), 282-285. <https://doi.org/10.1177/105382590703000312>
- Jason, L.A., Stevens, E., & Ram, D. (2015). Development of a three-factor psychological sense of community scale. *Journal of Community Psychology*, 43(8), 973-985. <https://doi.org/10.1002/jcop.21726>
- Lardier, D.T., Reid R.J., & García-Reid P. (2018). Validation of the Brief Sense of Community Scale among youth of color from an underserved urban community. *Journal of Community Psychology*, 46(8), 1062-1074. <https://doi.org/10.1002/jcop.22091>
- Lardier, D.T., Opara, I., Cantu, I., Garcia-Reid, P., & Reid, R.J. (2021). The brief sense of community scale: Testing dimensionality and measurement invariance by gender among Hispanic/Latinx youth. *Journal of Community Psychology*, 50, 409-425. <https://doi.org/10.1002/jcop.22585>
- Li, Ch. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21 (3), 369. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/met0000093>
- Lin, Y.J., & Israel, T. (2012). Development and validation of a psychological sense of LGBT community scale. *Journal of Community Psychology*, 40(5), 573-587. <https://doi.org/10.1002/jcop.21483>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Long, D.A., & Perkins, D.D. (2003). Confirmatory factor analysis of the Sense of Community Index and development of a Brief SCI. *Journal of Community Psychology*, 31(3), 279-296. <https://doi.org/10.1002/jcop.10046>
- Loomis, C., & Wright, C. (2018). How many factors does the sense of community index assess? *Journal of Community Psychology*, 46(3), 383-396. <https://doi.org/10.1002/jcop.21946>
- Mammana-Lupo, V., Todd, N.R., & Houston, J.D. (2014). The role of sense of community and conflict in predicting congregational belonging. *Journal of Community Psychology*, 42(1), 99-118. <https://doi.org/10.1002/jcop.21596>
- Manstead, A. (2018). The psychology of social class: How socioeconomic status impacts thought, feelings, and behaviour. *British Journal of Social Psychology*, 57, 267-291. <https://doi.org/10.1111/bjso.12251>
- Maya-Jariego, I., Letina, S., & Tinoco, E.G. (2020). Personal networks and psychological attributes: exploring individual differences in personality and sense of community and their relationship to the structure of personal networks. *Network Science*, 8(2), 168-188. <https://doi.org/10.1017/nws.2019.15>
- McMillan, D.W. (1996). Sense of community. *Journal of Community Psychology*, 24(4), 315-325. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1520-6629\(199610\)24:4<315::AID-JCOP2>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1520-6629(199610)24:4<315::AID-JCOP2>3.0.CO;2-T)
- McMillan, B., & Chavis, D.M. (1986). Sense of Community: A definition and theory. *Journal of Community Psychology*, 14, 6-23. [https://doi.org/10.1002/1520-6629\(198601\)14:1%3C6::AID-JCOP2290140103%3E3.0.CO;2-I](https://doi.org/10.1002/1520-6629(198601)14:1%3C6::AID-JCOP2290140103%3E3.0.CO;2-I)
- Muñoz, J. (2010). Test Theories: Classical Theory and Item Response Theory. Theory and Item Response Theory. *Psychologist Papers*, 31(1), 57-66. <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1796.pdf>
- Opara, I., Lardier, D.T., Jr., Garcia-Reid, P., & Reid, R.J. (2021). Testing the factor structure of the brief sense of community scale among black girls and the relationship with ethnic identity, empowerment and social support. *Children and Youth Services Review*, 127, 106095. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2021.106095>
- Peters, G.Y. (2014). The alpha and the omega of scale reliability and validity: Why and how to abandon Cronbach's alpha and the route towards more comprehensive assessment of scale quality. *The European Health Psychologist*, 16, 56-69. <https://ehps.net/ehp/index.php/contents/article/view/ehp.v16.i2.p56>
- Peterson, N.A., Speer, P.W., & Hughey, J. (2006). Measuring sense of community: A methodological interpretation of the factor structure debate. *Journal of Community Psychology*, 34(4), 453-469. <https://doi.org/10.1002/jcop.20109>
- Peterson, N.A., Speer, P.W., & McMillan, D.W. (2008). Validation of a Brief Sense of Community Scale: Confirmation of the principal theory of sense of community. *Journal of Community Psychology*, 36(1), 61-73. <https://doi.org/10.1002/jcop.20217>
- Rivera-Segarra, E., Rivera-Medina, C.L., & Varas-Díaz, N. (2016). Validating the factor structure of the brief sense of community scale with a musical community in Puerto Rico. *Journal of Community Psychology*, 44(1), 111-117. <https://doi.org/10.1002/jcop.21745>
- Sánchez-Vidal, A. (2001). Medida y estructura interna del sentimiento de comunidad: un estudio empírico. *Revista de Psicología Social*, 16, 157-175. <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1174/021347401317351116>
- Sarason, S.B. (1974). *The Psychological Sense of Community: Prospects for a Community Psychology*. Jossey-Bas.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74.
- Stevens, E.B., Jason, L.A., & Ferrari, J.R. (2011). Measurement performance of the sense of community index in substance abuse recovery communal housing. *The Australian Community Psychologist*, 23(2), 135-147.
- Tajfel, H. (1984). *Grupos humanos y categorías sociales*. Herder.
- Talò, C., Mannarini, T., & Rochira, A. (2014). Sense of community and community participation: A meta-analytic review. *Social Indicators Research*, 117, 1-28. <https://doi.org/10.1007/s11205-013-0347-2>
- Townley, G., Kloos, B., Green, E.P., & Franco, M.M. (2011). Reconcilable differences? Human diversity, cultural relativity, and sense of community. *American Journal of Community Psychology*, 47(1-2), 69-85. <https://doi.org/10.1007/s10464-010-9379-9>
- The Jamovi Project (2022). *Jamovi (Version 2.3)*. [Computer Software].
- Tomczak, M., & Tomczak, E. (2014). The need to report effect size estimates revisited. An overview of some recommended measures of effect size. *Trends in Sport Sciences*, 21(1).
- Wombacher, J., Tagg, S.K., Bürgi, T., & MacBryde, J. (2010). Measuring sense of community in the military: Cross-cultural evidence for the validity of the brief sense of community scale and its underlying theory. *Journal of Community Psychology*, 38(6), 671-687. <https://doi.org/10.1002/jcop.20388>
- Wright, S. (2004). *Exploring psychological sense of community in living-learning programs and in the University as a whole*. Tesis doctoral. University of Maryland. http://drum.lib.umd.edu/bitstream/1903/1687/1/umi_umd-1657.pdf.