



Revista Científica General José María Córdova
(Revista Colombiana de Estudios Militares y Estratégicos)
Bogotá D.C., Colombia
ISSN 1900-6586 (impreso), 2500-7645 (en línea)
Web oficial: <https://www.revistacientificaesmic.com>

Validación del concepto de eficacia colectiva. Un estudio en barrios latinoamericanos

Validating the concept of collective efficacy. A study in Latin American neighborhoods

Liliana Manzano-Chávez 

liliana.manzano@ce.ucn.cl
Universidad Católica del Norte, Coquimbo, Chile

Williams Jiménez-García 

wgjimenezg@unal.edu.co
Universidad de los Andes, Bogotá D.C., Colombia

Fernando Vega-Torrejón 

fernando.vega1@unmsm.edu.pe
Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú

Citación APA: Manzano-Chávez, L., Jiménez-García, W., & Vega-Torrejón, F. (2024). Validación del concepto de eficacia colectiva. Un estudio en barrios latinoamericanos. *Revista Científica General José María Córdova*, 22(46), 383-407.
<https://doi.org/10.21830/19006586.1298>



Publicado en línea: 30 de junio de 2024



[Enviar un artículo a la Revista](#)

Responsabilidad de contenidos: La responsabilidad por el contenido de los artículos publicados por la Revista Científica General José María Córdova (Revista Colombiana de Estudios Militares y Estratégicos) corresponde exclusivamente a los autores. Las posturas y aseveraciones presentadas son resultado de un ejercicio académico e investigativo que no representa la posición oficial ni institucional de la Escuela Militar de Cadetes “General José María Córdova”, el Ejército Nacional, las Fuerzas Militares de Colombia o el Ministerio de Defensa Nacional.



Los artículos publicados por el Sello Editorial ESMIC y la Revista Científica General José María Córdova (Revista Colombiana de Estudios Militares y Estratégicos) son de acceso abierto bajo una licencia Creative Commons: **Atribución - No Comercial - Sin Derivados**.



Revista Científica General José María Córdova
(Revista Colombiana de Estudios Militares y Estratégicos)
Bogotá D.C., Colombia

Volumen 22, número 46, abril-junio 2024, pp. 383-407
<https://doi.org/10.21830/19006586.1298>

Validación del concepto de eficacia colectiva. Un estudio en barrios latinoamericanos

Validating the concept of collective efficacy. A study in Latin American neighborhoods

Liliana Manzano-Chávez 

Universidad Católica del Norte, Coquimbo, Chile

Williams Jiménez-García 

Universidad de los Andes, Bogotá D.C., Colombia

Fernando Vega-Torrejón 

Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú

RESUMEN. El concepto de *eficacia colectiva* vinculado a la investigación de delitos en barrios surgió en Estados Unidos en los años noventa y pronto fue reconocida como una teoría validada. Sin embargo, su aplicación en América Latina ha evidenciado inconsistencias. A partir de datos de Bogotá, Lima y Santiago, este artículo evalúa la estructura factorial del concepto y su aplicabilidad al estudio de delitos violentos en barrios latinoamericanos. Para ello se estimaron modelos factoriales, invarianza y comparación de medias. Los hallazgos revelan que la eficacia colectiva se compone de tres dimensiones (confianza, cohesión y control social informal), y para cada dimensión se observan medias diferenciadas según experiencia de victimización violenta y ciudad. Así, la composición multidimensional de la eficacia colectiva ofrece una perspectiva enriquecedora para profundizar en los desafíos de la prevención del delito en entornos criminológicos complejos del Sur global.

PALABRAS CLAVE: análisis factorial; barrios latinoamericanos; control social; eficacia colectiva; prevención del crimen; seguridad urbana

ABSTRACT. The concept of collective efficacy linked to the investigation of crimes in neighborhoods appeared in the United States in the 1990s and was soon recognized as a validated theory. However, its implementation in Latin America has evidenced some inconsistencies. Based on data from Bogota, Lima and Santiago, this article evaluates the factorial structure of the concept and its applicability to violent crime studies in neighborhoods in Latin America. For this purpose, the factorial models, the invariance, and the comparison of means were estimated. The findings show that collective efficacy comprises three dimensions (trust, cohesion, and informal social control). For each dimension, differentiated means are seen according to the experience of violent victimization and the city. Thus, the multidimensional composition of the collective efficacy offers a rewarding perspective to explore further the challenges of crime prevention in complex criminal environments in the global South.

KEYWORDS: collective efficacy; crime prevention; factorial analysis; Latin American neighbourhoods; social control; urban security

Sección: DOSIER • Artículo de investigación científica y tecnológica

Recibido: 9 de enero de 2024 • Aceptado: 6 de mayo de 2024

CONTACTO: Liliana Manzano-Chávez  liliana.manzano@ce.ucn.cl

Introducción

Definición y validación empírica del concepto de eficacia colectiva

Entre la década de los ochenta y los 2000, en los países del Norte global se produjo un gran cúmulo de evidencia que respaldaba teorías para explicar los delitos violentos a partir de la confluencia entre factores macrosociales (pobreza, desigualdad y migración) y microsociales (redes vecinales, confianza y control social informal). Una de dichas teorías es la de la eficacia colectiva. Desde finales de los noventa, esta teoría ha tenido un eco importante en América Latina, en un periodo de fuerte aumento de los delitos violentos y la preocupación por la seguridad ciudadana.

El concepto de *eficacia colectiva* (EC), originalmente desarrollado por Bandura (1982; 1986), se refiere a la capacidad de un grupo para ejecutar acciones concertadas con relación a objetivos y valores compartidos, como la prevención del delito. Este encuentra sus fundamentos en la teoría de desorganización social (TDS) (Shaw & McKay, 1969) y otras teorías ecológicas del delito surgidas de la escuela sociológica de Chicago entre 1920 y 1940.

La tesis central de la TDS planteaba que, en barrios pobres e inestables, los vecinos tenían dificultades para supervisar el comportamiento juvenil y mantener el orden social. Posteriormente, en una versión revisada de la TDS, Kornhauser (1978), Sampson y Groves (1989), y Bursik y Grasmick (1993), afirmaron que la debilidad en las redes formales e informales de un barrio y, por ende, la falta de control sobre conductas y convivencia comunitaria son los principales canales a través de los cuales los factores estructurales afectan al crimen y la victimización violenta en los barrios. Sampson y Groves (1989) probaron empíricamente estas hipótesis.

Siguiendo estas ideas, en el marco del “Proyecto de desarrollo humano en barrios de Chicago”, Sampson et al. (1997) propusieron un modelo analítico multinivel para analizar la influencia de la EC en delitos violentos. En este estudio se demostró que, en barrios de alta concentración de desventajas sociales, la victimización era más alta que en otras áreas; pero al considerar la presencia de EC, detectaron que esta mediaba gran parte de los efectos de las variables estructurales, permitiendo reducir los niveles de victimización violenta e inseguridad.

A partir de estos hallazgos, Sampson et al. (1997) concluyeron que, aun en barrios con débiles redes sociales, los vecinos pueden ser eficaces en el control del delito si desarrollan confianza, solidaridad y comparten expectativas respecto a cómo enfrentar problemas comunes. En otras palabras, la EC se define como la combinación de la cohesión social (compuesta por confianza y solidaridad entre vecinos) con la disposición de los residentes de ejercer control social informal (Hipp & Wo, 2015; Oteng-Ababio et al., 2017). De este modo, los estudios reemplazan la noción de control social con este nuevo constructo y lo vinculan al propósito de la prevención de delitos a nivel barrial.

Tras el estudio de Sampson et al. (1997), una vasta cantidad de investigaciones ecológicas han utilizado el concepto analizando su influencia en victimización o delincuencia, pero sin cuestionar su validez (Browning et al., 2004). Así, en diversas ciudades del Norte global, como Estocolmo (Sampson & Wikström, 2008), Los Ángeles (Burchfield & Silver, 2013), Malmö (Suecia) (Gerell & Kronkvist, 2016), Lovaina (Bélgica) (Hardyns et al., 2022), Tianjin (China) (Zhang et al., 2007), y en ciudades de Australia como Brisbane y Melbourne (Mazerolle et al., 2009; Zahnw et al., 2022), se han realizado estudios que revelan una relación negativa entre EC y crimen. Es decir, en barrios con mayores niveles de EC se han observado menores tasas de crimen o menor probabilidad de victimización violenta (Sampson, 2012).

También se han encontrado estudios con evidencia favorable en ciudades del Sur global, como en Ghana (Frimpong et al., 2018), Trinidad y Tobago (Kochel, 2013) y Belo Horizonte (Brasil) (Silva, 2014; Villarreal & Silva, 2006).

No obstante, en otros estudios se ha demostrado, por el contrario, que no existe una relación directa entre EC y crimen violento en ciudades del Norte global, como, por ejemplo, en Londres (Sutherland et al., 2013) y en La Haya (Países Bajos) (Bruinsma et al., 2013). A partir de ello, desde los trabajos de Hipp y Wo (2015), Hipp y Wickes (2017) y Rhineberger-Dunn y Carlson (2009; 2011) se han planteado críticas en torno a dos aspectos: 1) la falta de rigurosidad en la definición y medición de la EC, y 2) la ambigüedad respecto a si la confianza, cohesión y control informal son componentes de la EC o más bien actúan como determinantes de esta. Desde el Sur global también se han hecho estudios que cuestionan la medición y aplicabilidad del concepto de EC, así como su influencia sobre la victimización violenta y el temor al delito, lo cual se aborda en las siguientes secciones.

En conexión con estas críticas, este estudio busca aclarar, mediante un análisis empírico detallado, cómo la confianza, la cohesión y el control social informal se interrelacionan y contribuyen a dar forma al constructo de EC en diferentes contextos comunitarios. A través de una metodología rigurosa, se busca aportar a la comprensión teórica de la EC y sus implicaciones en la dinámica barrial, ofreciendo perspectivas valiosas para el desarrollo de futuras investigaciones y políticas públicas.

Medición de la eficacia colectiva

El trabajo seminal de Sampson et al. (1997) marcó un hito en el estudio de la EC al enfocarse en cómo la cohesión social y la disposición a la intervención comunitaria, elementos clave de este concepto, impactan en la reducción de los delitos violentos en barrios residenciales. Desde entonces, numerosos estudios han explorado empíricamente esta teoría con una amplia gama de resultados. Pese a esta abundancia de evidencia, pocos han abordado los desafíos inherentes a la medición de la EC, un concepto reconocido por su carácter latente (no directamente observable), y la complejidad que implica su cuantificación.

La EC se construye a través de un índice que engloba tres dimensiones cruciales: la confianza entre vecinos, la cohesión o unión comunitaria, y la disposición al control social informal, definidas a través de un análisis estadístico factorial. De estas tres, la escala de control social informal se ha identificado como la más desafiante para ser medida, y a menudo es evaluada mediante preguntas específicamente diseñadas para este propósito. Jiménez-García et al. (2021) y Manzano-Chávez et al. (2020) han señalado los retos teóricos y metodológicos que este concepto representa.

Para abordar la complejidad en la medición del control social informal, diversos estudios han empleado preguntas hipotéticas destinadas a evaluar cómo los residentes perciben las posibles acciones de sus vecinos ante distintas situaciones (Casas & Méndez, 2017; Lindblad et al., 2013; Ruíz, 2010; Warner, 2007). Este método introduce una dimensión adicional de complejidad al requerir que los encuestados especulen sobre comportamientos no observados directamente. Ello implica, de acuerdo con Hipp (2016), desafíos particulares en barrios donde los niveles de crimen o desorden son bajos, y, por ende, los residentes no han presenciado situaciones que exijan una respuesta activa de control social. Esto plantea interrogantes sobre la precisión de estas preguntas hipotéticas al medir el control social informal.

El debate académico también se da en torno a si la cohesión y el control social informal son constructos distintos o están causalmente relacionados, como sugieren Manzano-Chávez et al. (2020) y Wickes et al. (2013). Algunos estudios han encontrado que la cohesión y las expectativas de control social informal pueden divergir, y que altos niveles de cohesión no necesariamente conllevan una mayor aplicación de normas (Manzano-Chávez, 2017; Zhang et al., 2007). Profundizando aún más este debate, estudios basados en técnicas cuantitativas avanzadas han demostrado que la EC es un concepto multidimensional y no unidimensional (Rhineberger-Dunn & Carlson, 2009), dado que han revelado que las redes informales, la unión entre vecinos y el control social informal ejercen efectos diferentes en la victimización (Rhineberger-Dunn & Carlson, 2009; 2011; Triplett et al., 2005).

Es crucial señalar que la implementación y evaluación del concepto de EC en el contexto de América Latina ha generado una serie de hallazgos inconsistentes, lo cual plantea interrogantes acerca de la pertinencia y adaptabilidad de este concepto en dicha región. En este sentido, Sampson (2012, p. 167) admite que los barrios latinoamericanos podrían representar una anomalía en términos de la aplicabilidad y validez de esta teoría. Este aspecto merece una exploración detallada, que se ofrece en la siguiente sección.

Críticas y desafíos a la eficacia colectiva desde el sur global

En América Latina, la EC ha sido un concepto aplicado en varios estudios que exploran la relación entre cohesión social, las acciones de prevención y el crimen en barrios urbanos. Como afirman Manzano-Chávez (2017) y Villarreal y Silva (2006), la persistencia de altos niveles de crimen en barrios latinoamericanos, pese a la mejora de condiciones sociales estructurales y la presencia de redes sociales fuertes, representa un desafío para los estudios

criminológicos basados en teorías ecológicas del crimen. Estos estudios se han preguntado por qué el crimen persiste y aumenta en comunidades estables y bien organizadas, especialmente en estratos medios y bajos.

Buena parte de los estudios que han evaluado la tesis de la EC en barrios de América Latina han encontrado evidencia poco consistente. Así, mientras la literatura acumulada revela que la presencia de cohesión social contribuye de modo significativo a disminuir el riesgo de victimización violenta, el efecto de la disposición de los vecinos a intervenir en problemas comunitarios es menos claro. Algunos estudios han mostrado que el control informal no tiene efecto, mientras que otros han demostrado que ciertas formas de control informal pueden incluso aumentar la ocurrencia de crímenes violentos (Vilalta & Muggah, 2016).

Un estudio clave de la Universidad de Chile (2008-2012) examinó las teorías de desorganización social y EC en barrios de Santiago mediante una “Encuesta comunitaria” adaptada del estudio de Chicago (Sampson et al., 1997). Este estudio, de Frühling y Gallardo (2012), concluyó que el control social informal no impacta en la victimización, lo que desafía las hipótesis de EC. Paralelamente, Olavarría-Gambi y Allende-González (2014) encontraron una relación entre desventajas sociales y delitos, y una asociación entre confianza entre vecinos y reducción de la victimización violenta.

En una investigación posterior, utilizando análisis factoriales y modelos de regresión multinivel con base en los mismos datos, Manzano-Chávez (2017) demostró que la EC no es un constructo unidimensional, sino una combinación de confianza, cohesión y control social informal, con efectos variados en la victimización por delitos violentos. Además, destacó que la cohesión social y el apego al barrio reducen el riesgo de victimización, en contraste con el control social informal, que no mostró efectos significativos.

Silva (2014), por su parte, realizó una investigación similar en Belo Horizonte, Brasil, utilizando datos de la encuesta de victimización de 2002 complementada con datos del Censo. Este estudio se desarrolló siguiendo las teorías de la desorganización social y de eficacia colectiva, así como las estrategias analíticas del estudio de Sampson y Groves (1989). Aunque el estudio produjo evidencia a favor de ambas teorías ecológicas, los resultados referentes a la influencia de la “red de amistad local” y la “participación organizativa” como predictores del riesgo de victimización no fueron concluyentes, lo que sugiere la necesidad de una investigación más profunda en estas áreas (Silva, 2014, pp. 228-229).

Por último, cabe mencionar el estudio comparado realizado en barrios de las capitales de Colombia, Chile y Perú por la Universidad de Chile entre 2014 y 2017. Dicho estudio se propuso evaluar la aplicabilidad de las teorías de desorganización social y eficacia colectiva en América Latina. Utilizando datos de aquel estudio, Manzano-Chávez et al. (2020) y Jiménez-García et al. (2021) encontraron que el sentimiento de pertenencia al barrio y la cohesión social son factores explicativos del delito, pero el control social informal no juega un papel mediador significativo entre la vulnerabilidad social y la victimización violenta.

Los hallazgos previos subrayan la necesidad de desarrollar investigaciones situadas y contextualizadas en la realidad latinoamericana, considerando las diferencias históricas, sociopolíticas, económicas y culturales respecto al Norte global. La debilidad de los sistemas democráticos, la desigualdad social, las violencias plurales¹ y las dinámicas particulares de las relaciones vecinales en los países de la región demandan modelos teóricos y metodológicos específicos, alineados con estos contextos. Así, mediante análisis estadísticos inferenciales, esta investigación se propone evaluar si el concepto de EC puede considerarse un constructo unidimensional y si es aplicable al análisis de delitos en barrios de Bogotá, Lima y Santiago. La elección de estos contextos urbanos diversos ofrece una perspectiva enriquecedora para comprender la multiplicidad de recursos comunitarios presentes en entornos criminológicos complejos del Sur global.

Metodología

Datos y diseño muestral

Los datos analizados en este artículo provienen de la encuesta desarrollada en el estudio “Violencia en tres ciudades de América Latina: un estudio comparado en barrios de Bogotá, Lima y Santiago”, proyecto de investigación desarrollado por el Centro de Estudios en Seguridad Ciudadana (CESC) de la Universidad de Chile. Como se describe en Manzano-Chávez et al. (2020), el instrumento fue aplicado a adultos mayores de 18 años que residían en barrios de estratos medios-bajos y bajos de las ciudades de Bogotá, Lima y Santiago. Las personas fueron entrevistadas entre los meses de febrero y abril de 2015, en forma paralela en las tres ciudades.

Respecto al diseño muestral, para orientar el proceso de selección de las ciudades o casos de comparación se recurrió al “diseño basado en sistemas similares” (MSSD, siglas de *most similar systems design*). Siguiendo a Anckar (2008), este método consiste en comparar unidades de estudio similares en sus componentes, pero diferentes en sus resultados. Por eso, como describen Jiménez-García et al. (2021), se eligieron tres ciudades capitales con similar concentración demográfica y político-administrativa, así como con indicadores de urbanización, socioeconómicos y de segregación residencial semejantes. Al mismo tiempo, estas ciudades mostraban diferencias relevantes en los indicadores de criminalidad y violencia.

En una segunda etapa, para la selección de los barrios y los encuestados se utilizó un diseño muestral polietápico (Jiménez-García et al., 2021; Manzano-Chávez et al., 2020). Este consistió en la selección al azar de 25 barrios de estrato socioeconómico medio-bajo,

1 Para profundizar en el concepto de *pluralismo violento* en América Latina, véase Desmond y Goldstein (2010).

bajo y nivel de indigencia por cada ciudad². Dentro de estos barrios, se seleccionaron viviendas usando saltos sistemáticos, y dentro de esas viviendas se eligió al hogar principal. Por último, de cada hogar se seleccionaron individuos en busca de responder a una meta de 30 encuestados por barrios, cumpliendo con ciertas proporciones de edad y sexo. Además de los 25 barrios seleccionados al azar, dos barrios de cada ciudad fueron seleccionados en forma teórica intencionada; entre 60 y 70 personas fueron entrevistadas en estas áreas.

De este modo, la muestra total del estudio consistió en 2641 personas residentes en 81 barrios, personas que representan a la población de cada barrio seleccionado y a la población de los estratos medio-bajos y bajos de las ciudades de Bogotá, Lima y Santiago, con un error muestral de $\pm 3,3\%$ y un nivel de confianza estadística de 95 % (Manzano-Chávez et al., 2020).

El cuestionario fue diseñado utilizando escalas y preguntas testeadas o validadas en estudios previos, que fueron adaptadas en términos lingüísticos. Así, por ejemplo, las escalas relacionadas con el apego de los vecinos hacia el barrio, las redes informales, la cohesión social, el control informal, entre otros aspectos, estuvieron basadas en una encuesta comunitaria elaborada en el marco del estudio “Crimen y violencia urbana”, del año 2010, también realizado por la Universidad de Chile (Frühling & Gallardo, 2012; Olavarría et al., 2008). El módulo de victimización y percepción de violencia fue diseñado en forma *ad-hoc* para aquel estudio, aunque basado en categorías delictuales definidas en las encuestas nacionales de victimización de Chile y Colombia (Jiménez-García et al., 2021; Manzano-Chávez et al., 2020).

Variables

Constructo de eficacia colectiva

Sampson et al. (1997) y Morenoff et al. (2001) definieron la EC como la combinación entre *cohesión social* —comprendida como la presencia de confianza, cohesión y metas compartidas entre vecinos— y el ejercicio potencial de *control social informal* —definido a su vez como la voluntad de los vecinos para intervenir en favor de bienes o fines comunitarios—. Ellos afirman que, cuando los residentes de un barrio comparten expectativas respecto a cómo se enfrentan los problemas comunes, desarrollan la habilidad para actuar como un colectivo y enfrentar el delito (Sampson et al., 1997).

Para testear, entonces, el concepto multidimensional de EC, en la encuesta comunitaria de 2015, aplicada en Bogotá, Lima y Santiago, se midieron tres diferentes escalas tipo Likert de 5 puntos: 1) escala de confianza; 2) escala de cohesión o solidaridad entre vecinos; y 3) escala de control social informal. Estas escalas constituyen una versión adaptada de las escalas originales propuestas por Sampson et al. (1997).

2 En Santiago, esto corresponde a los estratos C3, D y E; en Lima, a los estratos C, D y E; y en Bogotá, estratos 1, 2 y 3.

Escala de confianza

El concepto de *confianza interpersonal* fue medido a través de una escala Likert de 5 puntos, donde se preguntaba a los encuestados: “Con respecto a la confianza en su barrio, cuán de acuerdo se encuentra con las siguientes afirmaciones?”. Se plantearon cinco afirmaciones tales como “Los vecinos cumplen los acuerdos y compromisos que asumen con los demás”, y se incluyeron respuestas que van desde “Muy en desacuerdo” hasta “Muy de acuerdo” (Tabla 1). Las cinco afirmaciones de la escala fueron consideradas en el análisis factorial.

Escala de cohesión

El concepto de *cohesión o solidaridad entre vecinos* fue medido a través de una escala Likert de 5 puntos, donde se preguntaba a los encuestados: “Con respecto a la unión entre los vecinos de su barrio, ¿cuán de acuerdo está con las siguientes afirmaciones?”. Se plantearon cinco afirmaciones tales como “Los vecinos suelen actuar con solidaridad y colaboración”, y se incluyeron respuestas que van desde “Muy en desacuerdo” hasta “Muy de acuerdo” (Tabla 1). Las cinco afirmaciones de la escala fueron consideradas en el análisis factorial.

Control social informal

Este concepto fue medido a través de una escala Likert de 5 puntos, referente a las expectativas compartidas entre vecinos para el ejercicio del control social frente a situaciones de conflicto o riesgo en el contexto barrial. Específicamente, se consultó a los encuestados lo siguiente: “¿Con qué frecuencia diría usted que los vecinos realizan las siguientes acciones con el fin mejorar la seguridad y convivencia en el barrio?”. Y se enumeraron ocho situaciones diversas tales como “Cuidan a los niños del barrio cuando estos juegan solos en calles o plazas”, o “Se coordinan para realizar rondas por el barrio”. Las respuestas van desde “Nunca” hasta “Siempre” (Tabla 1). Las ocho afirmaciones de la escala fueron consideradas en el análisis factorial.

Tabla 1. Escalas e ítems vinculados al concepto de eficacia colectiva

Confianza
<i>P. 49. Usando la siguiente escala. Con respecto a la confianza en su barrio, ¿cuán de acuerdo está con las siguientes afirmaciones?</i>
49.1 Si alguien sale sabe que puede confiar en que alguno de sus vecinos le cuidará la casa.
49.2 Los vecinos cumplen los acuerdos y compromisos que asumen con los demás.
49.3 Los vecinos de este barrio confían en que podrán contar con ayuda cuando se enfrenten a una dificultad.
49.4 Las personas de este barrio son más confiables que en otros barrios.
49.5 Los vecinos pueden confiar en que algún vecino les cuidará a sus hijos cuando tengan que dejarlos solos en casa.

Continúa tabla...

Cohesión

P. 50. Usando la siguiente escala, con respecto a la unión entre los vecinos de su barrio, ¿cuán de acuerdo está con las siguientes afirmaciones?

- 50.1 Este es un barrio muy unido.
 - 50.2 Los vecinos del barrio comparten los mismos valores y metas.
 - 50.3 Los vecinos nos comunicamos y entendemos.
 - 50.4 Los vecinos suelen actuar con solidaridad y colaboración.
 - 50.5 Los vecinos se sienten integrados a la vida de barrio.
-

Control social informal

P. 51. Usando la siguiente escala, ¿con qué frecuencia diría usted que los vecinos realizan las siguientes acciones con el fin de mejorar la seguridad y convivencia en el barrio?

- 51.1 Cuidan las casas de sus vecinos cuando estos no están (ej. vacaciones).
 - 51.1 Cuidan las casas de sus vecinos cuando estos no están (ej. vacaciones).
 - 51.2 Alertan a otros vecinos cuando un desconocido merodea por el barrio.
 - 51.3 Cuidan a los niños del barrio cuando estos juegan solos en calles o plazas.
 - 51.4 Dialogan con jóvenes que consumen alcohol o drogas en espacios públicos.
 - 51.5 Llamam la atención a un vecino/a cuando bota basura o daña mobiliario urbano.
 - 51.6 Intervienen cuando se produce un conflicto o pelea entre vecinos.
 - 51.7 Se coordinan para realizar rondas por el barrio.
 - 51.8 Llamam a la policía cuando se produce un intento de robo o asalto en el barrio.
-

Fuente: Elaboración propia

Estrategia de análisis

Tal como se describió, las tres dimensiones que componen el constructo de EC (confianza, cohesión y control social informal) fueron medidas a través de escalas de percepción tipo Likert, conformadas por afirmaciones de respuesta múltiple. Los ítems que conforman cada escala en las teorías de medición se conocen como *variables observacionales*, mientras que los conceptos que están detrás de estas afirmaciones (por ejemplo, “confianza”) se denominan *variables latentes* (Borsboom et al., 2003).

En otras palabras, las variables latentes representan constructos vinculados con teorías del comportamiento humano (provenientes de la psicología, la sociología, etc.), que no pueden ser directamente observadas ni medidas en la realidad (Borsboom et al., 2003). Entonces, con el fin de medir esos “constructos latentes”, los estudios sociales han creado “variables proxies” o escalas de percepción que sí pueden observarse a través del uso de cuestionarios estandarizados.

La estrategia de análisis factorial es una herramienta estadística orientada a identificar constructos latentes dentro de un conjunto de variables observacionales (Bartholomew et al., 2008). Para identificar variables latentes y, al mismo tiempo, reducir la dimensionalidad de un instrumento, el análisis factorial estima los elementos diferenciados, la varianza común y

la varianza única de un conjunto de ítems (Bartholomew et al., 2008). Mientras el “análisis factorial exploratorio” (AFE) permite al investigador encontrar las variables latentes sin un análisis teórico previo, el “análisis factorial confirmatorio” (AFC) permite evaluar el ajuste empírico de un modelo teórico previamente establecido (Bartholomew et al., 2008). Además de confirmar el número de factores que subyacen a los ítems observacionales, este análisis permite determinar cuánto de la covarianza entre ítems es capturado por la estructura factorial propuesta (Alavi et al., 2020). Los procedimientos analíticos se describen a continuación.

Análisis factorial exploratorio (AFE)

El análisis de los datos se hizo mediante el *software* estadístico R en su versión 4.3.2 (R Core Team, 2023). En una primera etapa previa al AFE, se realizó un análisis estadístico descriptivo para obtener medidas de tendencia central y de dispersión. Así se estimaron los indicadores de media (M), desviación estándar (SD), asimetría (g1) y curtosis (g2) para los ítems seleccionados. De acuerdo con la literatura, para establecer que la distribución de las variables se acerca a una distribución normal, se deben obtener valores absolutos de $g1 < 3$ y $g2 < 10$ (Kline, 2016) (Tabla 2).

Tabla 2. Indicadores descriptivos de las variables observacionales

Ítem	N	Mín.	Máx.	M	SD	g1	g2
P49_1	2616	1	5	3,3	1,2	-0,4	-0,9
P49_2	2533	1	5	3,1	1,1	-0,1	-0,8
P49_3	2580	1	5	3,4	1,1	-0,4	-0,6
P49_4	2422	1	5	3,2	1,1	-0,3	-0,6
P49_5	2522	1	5	2,9	1,2	0,0	-1,0
P50_1	2617	1	5	3,0	1,1	0,0	-0,8
P50_2	2530	1	5	2,8	1,1	0,1	-0,7
P50_3	2618	1	5	3,2	1,0	-0,3	-0,6
P50_4	2616	1	5	3,3	1,1	-0,4	-0,5
P50_5	2552	1	5	3,2	1,0	-0,2	-0,6
P51_1	2595	1	5	3,2	1,2	-0,2	-0,8
P51_2	2614	1	5	3,5	1,2	-0,5	-0,6
P51_3	2592	1	5	3,0	1,3	0,0	-1,1
P51_4	2558	1	5	1,2	1,1	1,0	0,2
P51_5	2605	1	5	3,0	1,4	-0,1	-1,9
P51_6	2571	1	5	2,3	1,2	0,6	-0,6
P51_7	2581	1	5	1,7	1,0	1,4	1,4
P51_8	2592	1	5	3,7	1,2	-0,6	-0,6

Fuente: Elaboración propia

La segunda etapa consistió en desarrollar el AFE, estimado sobre la base de una matriz de correlaciones policóricas, considerando que el estudio se basa en variables ordinales. Posteriormente, el programa estadístico estima las cargas factoriales (*eigenvalues*) o de asociación de cada ítem con uno o más factores, y se estiman las varianzas comunes explicadas por cada factor subyacente. Se procede, entonces, a elegir el número de factores latentes que mejor representa la data, logrando explicar una mayor proporción de la varianza acumulada (Watkins, 2018).

La extracción de los factores se realizó a través de la factorización de ejes iterativos (o IPA por su sigla en inglés), debido a que los datos no cumplían con los supuestos de normalidad multivariada (Briggs & MacCallum, 2003). Luego, para la selección de factores, se utilizaron como criterios orientadores la visualización del gráfico de cargas factoriales (*scree plot*) y el gráfico de análisis paralelo (*parallel analysis*), siguiendo la propuesta de Watkins (2018). Una vez definido el número de componentes, se estimaron de nuevo modelos factoriales de 1, 2 y 3 factores, y se compararon los indicadores de ajuste. Para los modelos de 2 y 3 factores, se aplicó una rotación oblicua, dado que desde la evidencia empírica previa se sabía que los factores podían estar correlacionados (Child, 2006).

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

En la tercera etapa, para validar la estructura interna del modelo, se realizó un AFC. Este análisis se estimó usando el método de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (WLSMV), recomendado como la mejor opción para trabajar con variables ordinales (Brown, 2015). Los modelos factoriales se estimaron, primero, con todos los ítems explorados en el AFE, y posteriormente se eliminaron algunos ítems. Para evaluar qué proporción de la covarianza entre ítems es capturada por la estructura de los modelos seleccionados, estos se evaluaron con base en indicadores de bondad de ajuste, expresando la capacidad de cada modelo para ajustar los datos observados (Alavi et al., 2020).

Uno de los indicadores más comúnmente utilizados para establecer la bondad de ajuste del AFC es el *chi-square* (χ^2). Este indicador se usa como un índice de ajuste absoluto, en busca de obtener un valor bajo con relación a los grados de libertad (y un *p-value* más alto) para indicar un mejor ajuste, con lo cual se espera rechazar la hipótesis nula que representa un ajuste perfecto (Alavi et al., 2020). Dado que este indicador es muy sensible a muestras grandes ($N > 200$ casos), se sugiere complementar sus resultados con otros indicadores (Alavi et al., 2020): *Root mean square error of approximation* (RMSEA), *Standardized root mean square residual* (SRMR) y *comparative fit index* (CFI). Respecto al RMSEA y el SRMR, valores menores a ,08 pueden considerarse como evidencia favorable del ajuste del modelo, mientras que en el CFI se espera obtener valores superiores a ,95 (Browne & Cudeck, 1992; MacCallum et al., 1996). Para evaluar la fiabilidad o consistencia interna de las escalas obtenidas, se utilizó el coeficiente Alfa de Cronbach.

Análisis de invarianza métrica y prueba de comparación de medias

En una cuarta etapa, se evaluó la invarianza del modelo factorial de EC compuesto por las tres dimensiones correlacionadas, según sexo del encuestado (hombre, mujer) y ciudad de origen (Bogotá, Lima, Santiago), con el objetivo de valorar la comparabilidad de este modelo para distintos grupos poblacionales y en los tres contextos que componen la muestra de estudio. Esto se llevó a cabo mediante pruebas de hipótesis con base en el *chi-square* test y comparando indicadores RMSEA, SRMR y CFI.

Por último, con el fin de evaluar la validez discriminante del modelo de EC y sus tres componentes, se hicieron pruebas de diferencias de medias para muestras independientes (*T student*), contrastando las categorías de las variables sexo, ciudad y victimización por delitos violentos (Sí/No). Se analizaron las pruebas de hipótesis de esta prueba y complementariamente el indicador D de Cohen.

Resultados

Análisis factorial exploratorio y confirmatorio

En la etapa inicial del AFE, contemplando todos los ítems de las escalas vinculadas a la EC, la matriz de correlación policórica reveló correlaciones significativas. Mientras que los ítems asociados a confianza y cohesión mostraron correlaciones positivas, con coeficientes iguales o superiores a 0,45, aquellos de control social informal presentaron coeficientes más bajos, con correlaciones entre 0,3 y 0,6, y otras por debajo de 0,4 (ítem 51_4, relacionado con “supervisión de jóvenes”; ítem 51_7, referido a “rondas vecinales” y ítem 51_8, relacionado con “alerta a policías”) (Tabla 3).

Luego de la primera estimación del AFE, los gráficos e indicadores obtenidos sugirieron que los tres primeros factores retienen la mayor parte de la varianza explicada, lo cual contradice la idea de un índice unidimensional de EC propuesta por Sampson et al. (1997). De este modo, los modelos de dos y tres factores demostraron ser los más representativos de los datos observados. Sin embargo, la ambigüedad en la asociación del ítem 51_1 (“vigilancia de casas”) con el factor de confianza y con el de control social informal, y su correlación relevante con el ítem 49_1 (“confianza en cuidado de casas”), complicó la estructura del modelo. Por lo tanto, se decidió excluir el ítem 51_1 para clarificar el modelo antes de proceder al AFC.

En la primera estimación del AFC, se evaluaron 17 ítems observacionales probando modelos con estructuras bidimensionales y tridimensionales. Dado que ninguno de estos modelos cumplió con los criterios mínimos de bondad de ajuste, se decidió eliminar los ítems con cargas factoriales más bajas (51_4, “supervisión de jóvenes”, y 51_7, “rondas vecinales”), 0,35 y 0,23, respectivamente. Una nueva estimación del modelo bidimensional con los 15 ítems restantes continuó mostrando ajustes inadecuados. No obstante, el modelo

Tabla 3. Matriz de correlaciones policóricas

Ítem	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
P49_1	-																	
P49_2	0,74	-																
P49_3	0,64	0,68	-															
P49_4	0,55	0,58	0,60	-														
P49_5	0,62	0,57	0,60	0,57	-													
P50_1	0,50	0,54	0,52	0,56	0,51	-												
P50_2	0,43	0,50	0,50	0,46	0,45	0,68	-											
P50_3	0,54	0,59	0,57	0,52	0,51	0,67	0,66	-										
P50_4	0,48	0,60	0,62	0,56	0,53	0,63	0,57	0,73	-									
P50_5	0,71	0,53	0,52	0,52	0,46	0,64	0,60	0,68	0,71	-								
P51_1	0,46	0,63	0,59	0,51	0,59	0,55	0,47	0,57	0,58	0,52	-							
P51_2	0,42	0,45	0,50	0,39	0,42	0,34	0,40	0,45	0,47	0,45	0,60	-						
P51_3	0,15	0,43	0,42	0,38	0,48	0,44	0,39	0,42	0,44	0,44	0,54	0,53	-					
P51_4	0,22	0,15	0,16	0,13	0,20	0,21	0,11	0,13	0,12	0,13	0,20	0,17	0,34	-				
P51_5	0,20	0,26	0,27	0,24	0,22	0,22	0,25	0,29	0,28	0,27	0,29	0,45	0,31	0,27	-			
P51_6	0,02	0,23	0,29	0,24	0,25	0,30	0,28	0,28	0,26	0,27	0,27	0,29	0,34	0,39	0,49	-		
P51_7	0,02	0,06	0,30	0,09	0,09	0,20	0,15	0,08	0,54	0,12	0,09	0,05	0,19	0,38	0,15	0,43	-	
P51_8	0,30	0,29	0,36	0,30	0,26	0,24	0,23	0,33	0,35	0,35	0,32	0,46	0,32	0,30	0,39	0,20	0,39	-0,03

Fuente: Elaboración propia

tridimensional, excluyendo los ítems previamente señalados, presentó indicadores de ajuste satisfactorios: χ^2 (df.105) de 41134,631 ($p < ,001$), CFI de ,969, TLI de ,921, RMSEA de ,084 y SRMR de ,041. Este modelo incluyó quince ítems, cada uno correlacionado con los factores de “confianza”, “cohesión” y “control social informal”.

Para optimizar aún más el ajuste del modelo, se introdujeron dos condiciones adicionales: 1) se estableció la correlación entre los tres factores, y 2) se permitió la covarianza entre los errores de los ítems P51_5 (“vigilancia vecinal”) y P51_6 (“intervención en conflictos vecinales”), que mostraban una asociación significativa. Estos ajustes resultaron en un modelo tridimensional mejorado, con un valor χ^2 más bajo en comparación con los modelos anteriores, con indicadores CFI y TLI superiores a ,95, y RMSEA y SRMR inferiores a ,08, superando los indicadores del modelo bidimensional, como se evidencia en la Tabla 4.

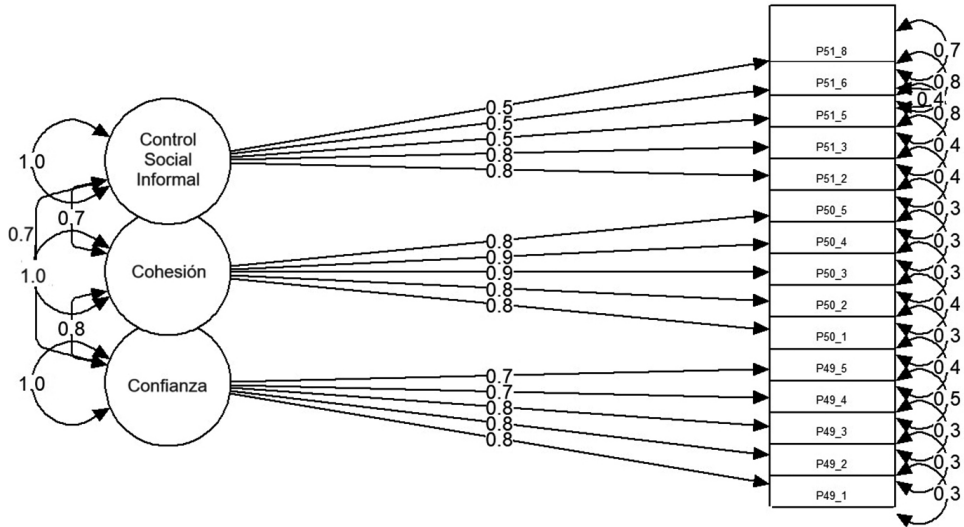
Tabla 4. Índices de ajuste de los modelos de eficacia colectiva evaluados

Modelo	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Dos factores (cohesión social y control social informal)	2303,93(df.88) sig.<0,00	,946	,936	,111	,049
Tres factores (confianza, cohesión y control social informal)	952,914(df.86) sig.<0,00	,979	,974	,070	,033

Fuente: Elaboración propia

Como se muestra en la Figura 1, el modelo multidimensional seleccionado de EC analizó un total de 2045 casos y se estructuró en torno a tres factores latentes: confianza, cohesión y control social informal. Cada uno de estos factores está definido por cinco ítems o variables observacionales correlacionadas. En los factores de confianza y cohesión, los ítems mostraron asociaciones fuertes, con cargas factoriales que varían entre 0,7 y 0,9. Por otro lado, los ítems relacionados con el control social informal presentaron cargas factoriales en un rango de 0,5 a 0,8, lo que indica una menor consistencia en la composición de este factor en comparación con los otros dos.

Esta variabilidad en la coherencia de los factores también se refleja en el indicador de fiabilidad Alpha de Cronbach. Mientras que la escala de confianza registró un coeficiente Alpha de ,87 y la de cohesión, un valor de ,88, indicando altos niveles de consistencia interna, la escala de control social informal obtuvo un coeficiente Alpha de ,71. Aunque este último indicador es más bajo, aún se considera dentro de un rango aceptable de fiabilidad.



Nota: Estimación WLSMV. Se presentan coeficientes estandarizados, significativos con $p < 0.05$. N: 2045

Figura 1. Modelo factorial confirmatorio de eficacia colectiva de 3 factores.

Nota: Estimación WLSMV. Se presentan coeficientes estandarizados, significativos con $p < 0,05$. N: 2045

Fuente: Elaboración propia

Evaluación de invarianza

Para complementar los análisis del modelo de EC de tres factores, se realizó un análisis de invarianza diferenciando por sexo y ciudad, en Bogotá, Lima y Santiago. Este análisis buscó verificar si el índice multidimensional mantiene una medición homogénea entre hombres y mujeres y a través de las distintas ciudades estudiadas. Este enfoque, inédito en la región, permite evaluar la validez del índice de EC en distintos grupos demográficos y contextos, considerando las diferencias históricas y culturales de cada país.

El análisis se realizó aplicando restricciones progresivas a partir de la invarianza configuracional, métrica, escalar y estricta, contrastando los modelos, primero entre hombres y mujeres (variable sexo), y luego entre residentes de las tres ciudades. Los resultados revelaron buenos indicadores de ajuste en todos los casos (Tabla 5). Así, la evidencia muestra que la escala presenta mediciones consistentes entre los grupos de hombres y mujeres, y también entre los residentes de las tres ciudades, observándose diferencias pequeñas o no significativas entre invarianza configuracional vs. métrica; métrica vs. escalar, y escalar vs. estricta ($\Delta CFI < ,010$, $\Delta SRMR < ,005$).

Tabla 5. Medida de invariancia del modelo final respecto al sexo y la ciudad

Invarianza	$\chi^2(df)$	CFI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	$\Delta RMSEA$	$\Delta SRMR$
Sexo							
Configuracional	41434,935(210)	0,978	0,073	0,037			
Métrica	41434,935(210)	0,982	0,056	0,037	0,004	0,017	0,000
Escalar	41434,935(210)	0,982	0,056	0,037	0,000	0,000	0,000
Estricta	41434,935(210)	0,982	0,056	0,037	0,000	0,000	0,000
Ciudad							
Configuracional	37272,474(315)	0,974	0,074	0,041			
Métrica	37272,474(315)	0,958	0,079	0,043	0,005	0,005	0,002
Escalar	37272,474(315)	0,958	0,079	0,043	0,000	0,000	0,000
Estricta	37272,474(315)	0,958	0,079	0,043	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia

Esto sugiere que no existe una diferencia estadísticamente significativa entre las respuestas de los grupos encuestados, de diferente sexo y ciudad. En suma, los resultados indican que existe invarianza en la estructura, en las cargas factoriales y en los interceptos del modelo propuesto de tres dimensiones de la EC.

Análisis de diferencias de medias

En la evaluación de los puntajes factoriales derivados del modelo de EC, se identificaron tres variables con valores fluctuantes entre 0 y 1, presentando medias similares en torno a 0,5 (confianza, 0,51; cohesión, 0,51, y control social, 0,52). Para examinar las diferencias entre estas medias en grupos variados, según sexo, ciudad y victimización, se aplicó una prueba T de *student* para muestras independientes.

En relación con la variable de sexo, como se detalla en la Tabla 5, no se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en las medias de las escalas de confianza, cohesión social y control social. Estos resultados implicaron el no rechazo de la hipótesis nula de igualdad de medias ($p\text{-value} > 0,05$), que se mantuvieron cercanas a las medias generales.

Respecto a la variable de ciudad, todas las pruebas indicaron diferencias estadísticamente significativas ($p\text{-valor} < 0,001$). Las personas de Bogotá y Lima mostraron medias menores en confianza, cohesión y control social (valores entre 0,47 y 0,50) comparadas con las de otras ciudades, mientras que los participantes de Santiago indicaron medias más elevadas en estos tres factores (valores entre 0,57 y 0,61) en comparación con los no residentes de esta ciudad (Tabla 6).

Con respecto a la variable “victimización por delitos violentos”, se observaron diferencias de medias significativas en los tres factores entre aquellos que fueron víctimas de delitos en su barrio de residencia en los últimos doce meses en comparación con aquellos que no lo fueron. En cuanto a la confianza, la media de los victimizados fue de 0,48, en cohesión fue de 0,47, mientras que en control social informal fue de 0,50. Por otro lado, quienes no fueron víctimas presentaron medias más altas en los tres factores, con un valor de 0,52 (Tabla 6).

Tabla 6. Comparación de medias para factores de confianza, cohesión y control social

		Confianza			Cohesión			Control social					
		M	SD	T	M	SD	T	M	SD	T			
Total		,51	,17	-	,51	,17	-	,52	,16	-			
Sexo	Hombre	,52	,17	,74	,51	,17	,42	,52	,16	,15			
	Mujer	,51	,17		,51	,17		,52	,17				
Ciudad	Bogotá	Sí	,47	8,90***	,46	,16	9,12***	,50	,16	3,47***			
		No	,54		,17	,53		,17	,53		,17		
	Lima	Sí	,47		8,78***	,48		,14	5,53***		,49	,15	6,09***
		No	,53			,18		,52			,18	,53	
Santiago	Sí	,61	-17,5***	,59	,18	-14,25***	,57	,17	-9,24***				
	No	,47		,15	,47		,15	,50		,15			
Victimización	Sí	,48		4,59***	,47		,17	4,75***		,50	,17	2,74**	
	No	,52			,17		,52			,17	,52		,17

* p -value < 0,05; ** p -value < 0,01; *** p -value < 0,001.

Fuente: Elaboración propia

Estos datos permiten concluir que no se presentaron diferencias de medias significativas entre hombres y mujeres en ninguno de los tres factores. Además, el estadístico D de Cohen, que evalúa el tamaño del efecto de estas diferencias entre medias, expresó valores poco relevantes ($D < 0,03$)³.

En cuanto a la variable de la “ciudad de procedencia”, se constataron diferencias de medias significativas en los tres factores. Sin embargo, mientras que la procedencia de Bogotá expresó un efecto moderado en confianza y cohesión ($D = 0,4$), ser de Lima tuvo un efecto moderado en confianza ($D = 0,4$) y un efecto débil en cohesión ($D = 0,2$). Por otro lado, la pertenencia a Santiago implicó un efecto alto en confianza y cohesión (0,9 y 0,7, respectivamente). En cuanto al control informal, los efectos de Bogotá y Lima fueron débiles (0,2), mientras que el efecto de Santiago fue moderado (0,5). Así, los encuestados de

3 El estadístico D de Cohen se calcula como $D = (M1 - M2) / s$ agrupados. Para interpretar el resultado, se debe considerar que un $D = 0,2$ es un efecto pequeño o débil, $D = 0,5$ es medio y $D = 0,8$ es grande.

Santiago expresaron niveles más altos de confianza, cohesión y control informal en comparación con los residentes de las otras dos ciudades.

Por último, aunque la victimización violenta en el barrio se relacionó con medias más bajas en confianza, cohesión y control informal, el tamaño del efecto de esta variable fue débil en los tres casos ($D=0,2$ o $0,3$).

Discusión de los resultados

La teoría de la eficacia colectiva, en el contexto de barrios latinoamericanos, enfrenta importantes desafíos, que se evidencian por la persistencia del crimen a pesar de la presencia de fuertes redes sociales y mejoras en las condiciones sociales estructurales (Villarreal & Silva, 2006; Manzano-Chávez, 2017). Esta paradoja acentúa la necesidad de revisar críticamente la definición, medición y aplicabilidad del concepto de EC en estos entornos. Respondiendo a este objetivo, en la sección anterior se realizaron análisis estadísticos inferenciales con base en datos secundarios de un estudio comparado en barrios de Bogotá, Lima y Santiago. Los hallazgos demuestran que los ítems observacionales de la EC resultan mejor representados por un modelo tridimensional, en lugar de un modelo unidimensional o bidimensional, dado que este es el que mejor responde a la complejidad de las interacciones sociales en estos barrios.

Estos resultados están alineados con los hallazgos de la tesis doctoral de Manzano-Chávez (2017), efectuada con datos de Santiago, donde se evidenció la existencia de un constructo de EC compuesto por tres dimensiones independientes y correlacionadas. De modo similar, aunque con datos de ciudades del Norte global, los estudios de Hipp (2016), Hipp y Wo (2015), y Rhineberger-Dunn y Carlson (2009; 2011), también observaron inconsistencias en la medición de la EC y respaldaron la existencia de un concepto de EC multidimensional en lugar de unidimensional. A partir de ello, es posible postular que las falencias del constructo no se explican por diferencias en los contextos o instrumentos de aplicación, sino que emergen de la propia validez interna del constructo original, lo que demanda una revisión teórica profunda.

Más allá de la consistencia y fiabilidad del constructo multidimensional de EC, las marcadas diferencias en las medias de las escalas de confianza, cohesión y control social informal de las ciudades de Lima y Bogotá con respecto a Santiago —esta última con niveles más altos— muestran cómo la realidad sociopolítica, económica, cultural y delictual de cada ciudad influye en las dimensiones de la EC. Este hallazgo viene a confirmar lo dicho sobre la acumulación de literatura relevante pero inconsistente en América Latina respecto a la EC, pues demuestra que el traslado de teorías y conceptos del Norte global hacia la realidad de las ciudades del Sur global debe hacerse con precaución, buscando siempre establecer teorías y mecanismos de medición propios o adaptados a la realidad local. De hecho, el propio Sampson en su trabajo de 2012 destacaba la necesidad de adaptar las teorías criminológicas a los contextos específicos de cada región.

Los trabajos de Hipp (2016) y Hipp y Wickes (2017) destacan la importancia del contexto espacial y la configuración urbana en el estudio de la EC. Los resultados de esta investigación refuerzan esta perspectiva al demostrar que la estructura urbana y las dinámicas comunitarias en los barrios latinoamericanos influyen significativamente en cómo se perciben y ejercen las distintas dimensiones de la EC. Así, las variaciones en confianza, cohesión y control informal entre las ciudades estudiadas resaltan la influencia de factores específicos del entorno, tales como el diseño urbano y la historia local, como sugiere Hipp (2016).

Otro hallazgo destacable es que, una vez identificados los tres factores latentes de la EC, estos pudieron contrastarse con la experiencia de la victimización por delitos violentos a nivel de hogares dentro del contexto barrial. Este análisis de diferencias de medias permitió confirmar que, frente a la experiencia del delito, en cada uno de los tres mecanismos comunitarios se perciben menores niveles de respuesta, especialmente en confianza y cohesión social. Lógicamente, esto no es prueba suficiente de la existencia de una relación causal donde se afirme que estos recursos ayudan a prevenir o disminuir delitos, pues ello requeriría de estudios longitudinales o experimentales más complejos. No obstante, es indudable que estos hallazgos contribuyen a la reflexión acerca de la importancia de la promoción de recursos comunitarios como confianza, cohesión y control informal, entre otros, como parte de las políticas de prevención del delito.

Adicionalmente, las dudas que persisten acerca de la menor consistencia interna y fiabilidad del factor de control social informal confirman lo visto en estudios previos respecto a la necesidad de revisar cómo se define y mide este concepto (Manzano-Chávez, 2017; Manzano-Chávez et al., 2020; Olavarría-Gambi & Allende-González, 2014). Si bien es cierto que las estrategias de prevención del delito a nivel local pueden activarse desde pequeñas acciones de colaboración y mediación de conflictos entre vecinos, sigue siendo discutible el hecho de que esas acciones puedan iniciarse (o mantenerse) en contextos de alta complejidad delictual, donde las redes vecinales se cruzan con la ilegalidad, la confianza se debilita y la labor policial es frecuentemente cuestionada (Hipp & Wo, 2015).

Por otro lado, a partir de la obtención de un modelo de eficacia colectiva multidimensional consistente y válido para la realidad de barrios de América Latina, pero que además demostró ser consistente en casos procedentes de tres ciudades distintas (Bogotá, Lima y Santiago) y entre grupos sociales diversos (como hombres y mujeres), se puede proyectar su aplicación para futuros estudios de delitos en barrios de diverso tipo en el contexto latinoamericano. En efecto, en el estudio de Manzano-Chávez et al. (2020), realizado con la misma base de datos y utilizando procedimientos similares, se detectó un modelo de dos factores latentes (cohesión social y control informal) y se concluyó que solo el factor de cohesión social, a nivel individual y a nivel de barrios, influía de modo significativo disminuyendo el riesgo de victimización violenta de miembros del hogar.

Además, estos resultados son consistentes con parte de la evidencia empírica internacional producida fuera de los Estados Unidos, tanto en ciudades del Norte global (p. ej.,

Sutherland et al., 2013; Bruinsma et al., 2013) como en ciudades del Sur global (p. ej., Vilalta & Muggah, 2016; Manzano-Chávez, 2017; Frühling & Gallardo, 2012). Esto también respalda las múltiples críticas que se han planteado (p. ej., Rhineberger-Dunn & Carlson, 2009; 2011; Triplett et al., 2005) acerca de la falta de validez externa o capacidad de generalización de la teoría de la EC, toda vez que sus componentes han expresado asociaciones o efectos diversos con relación a la victimización y a las percepciones de inseguridad.

La validación de una escala de EC multidimensional acorde con la realidad latinoamericana, tal como emerge de este estudio, se alinea con las propuestas de autores latinoamericanos que destacan la importancia de comprender las dinámicas de las relaciones a nivel local (Desmond & Barnes, 2017; Luneke & Varela, 2020), pero también los vínculos entre autoridades, policías y comunidad (Auyero & Sobering, 2019; Quintero, 2020) para abordar efectivamente la problemática del crimen a nivel local.

Desafortunadamente, sigue siendo escasa la investigación empírica sobre crimen y violencia en barrios de América Latina, en especial la que utiliza en forma crítica teorías, conceptos o instrumentos procedentes del Norte global adaptados a la realidad local, o bien que busca generar teorías propias. En efecto, solo en los estudios de Manzano-Chávez et al. (2020) y Manzano-Chávez (2017) se encuentra una evaluación cuantitativa acerca de la validez de la escala de EC comparable a las estrategias analíticas del presente estudio. Ello, sin duda, reafirma la importancia de los aportes de esta investigación.

Por último, los hallazgos aportan a la discusión sobre EC al demostrar que una conceptualización más matizada y adaptada al contexto latinoamericano, y que distinga entre sus componentes, ofrece *insights* más profundos sobre la dinámica del crimen y la convivencia en estos entornos urbanos. La comprensión detallada de cada componente y sus interacciones puede ser la clave para formular respuestas más efectivas frente a los desafíos de seguridad y convivencia en barrios de alta complejidad.

Conclusiones

Estudios como los de Jiménez-García et al. (2021), Manzano-Chávez et al. (2020) y el presente trabajo brindan una visión crítica sobre la aplicabilidad de las teorías de desorganización social y eficacia colectiva en América Latina. En este sentido, es claro que las teorías e instrumentos diseñados en el Norte global no pueden aplicarse directamente sin considerar las particularidades históricas, sociopolíticas, económicas y culturales de la región.

En particular, con datos secundarios procedentes de barrios de Bogotá, Lima y Santiago, los hallazgos de este estudio demuestran que la eficacia colectiva es un constructo multidimensional y, aun cuando sus componentes (confianza, cohesión y control social informal) fueron medidos en forma consistente y fiable, es necesario que estos sean revisados y cuidadosamente adaptados siempre que se busque aplicarlos a un contexto específico. Si bien este estudio no cuenta con datos longitudinales que permitan estudiar la evolución de estos

recursos comunitarios y su real incidencia en los delitos violentos, es posible afirmar que la asociación inversa entre confianza, cohesión y el riesgo de victimización violenta sugiere la importancia de considerar estos aspectos a la hora de construir políticas preventivas basadas en evidencia.

Resulta fundamental seguir profundizando la investigación en torno a delitos violentos y su vinculación con los recursos comunitarios presentes en barrios complejos, con el propósito de contribuir en la búsqueda de mejores respuestas a los desafíos de seguridad y convivencia que aún demandan las ciudades de Latinoamérica.

Declaración de divulgación

Los autores declaran que no existe ningún potencial conflicto de interés relacionado con el artículo. Este artículo se basó en los datos secundarios del estudio “Violencia en tres ciudades de América Latina: un estudio comparado en barrios de Bogotá, Lima y Santiago”, desarrollado por el Centro de Estudios en Seguridad Ciudadana de la Universidad de Chile y financiado por el International Development Research Centre (IDRC) de Canadá y por el Department for International Development (UKAID).

Financiamiento

Los autores declaran que no hubo fuente de financiamiento para la realización de este artículo.

Sobre los autores

Liliana Manzano-Chávez es doctora en política social, Universidad de Edimburgo, UK; máster en métodos de investigación social, London School of Economics and Political Science (LSE); magíster en gestión y políticas públicas, y socióloga, Universidad de Chile. Es investigadora posdoctoral en la Escuela de Derecho de la Universidad Católica del Norte, sede Coquimbo, Chile.

<https://orcid.org/0000-0002-0974-3375> - Contacto: liliana.manzano@ce.ucn.cl

Williams Jiménez-García es doctor en ciencias humanas y sociales, y magíster en hábitat, Universidad Nacional de Colombia, y administrador ambiental, Universidad Tecnológica de Pereira. Es investigador y consultor de Strategos: Observatorio de la Seguridad Global, y asistente posdoctoral en sociología de la Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia.

<https://orcid.org/0000-0002-2227-8308> - Contacto: [wgjimenezg@unal.edu.co](mailto:wjjimenezg@unal.edu.co)

Fernando Vega-Torrejón es magíster en psicología, con mención en Gestión del Riesgo Psicosocial para la Seguridad Ciudadana, y sociólogo, Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú.

<https://orcid.org/0000-0003-3346-3178> - Contacto: fernando.vega1@unmsm.edu.pe

Referencias

- Alavi, M., Visentin, D. C., Thapa, D. K., Hunt, G. E., Watson, R., & Cleary, M. (2020). Chi-square for model fit in confirmatory factor analysis. *Journal of Advanced Nursing*, 76(9), 2209-2211. <https://doi.org/10.1111/jan.14399>
- Anckar, C. (2008). On the applicability of the most similar systems design and the most different systems design in comparative research. *International Journal of Social Research Methodology*, 11(5), 389-401. <https://doi.org/10.1080/13645570701401552>
- Auyero, J., & Sobering, K. (2019). *The ambivalent State. Police-criminal collusion at the urban margins*. Oxford University Press.
- Bandura, A. (1982). Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist*, 37(2), 122-147. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.37.2.122>
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Prentice-Hall.
- Bartholomew, D. J., Steele, F., Steele, F., & Moustaki, I. (2008). *Analysis of multivariate social science data*. Chapman and Hall; CRC. <https://doi.org/10.1201/b15114>
- Borsboom, D., Mellenbergh, G. J., & van Heerden, J. (2003). The theoretical status of latent variables. *Psychological Review*, 110(2), 203-219. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.110.2.203>
- Briggs, N. E., & MacCallum, R. C. (2003). Recovery of weak common factors by maximum likelihood and ordinary least squares estimation. *Multivariate Behavioral Research*, 38(1), 25-56. https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3801_2
- Brown, T. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2.^a ed.). The Guilford Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Browning, C., Feinberg, S., & Dietz, R. (2004). The paradox of social organization: Networks, collective efficacy, and violent crime in urban neighborhoods. *Social Forces*, 83(2), 503-534.
- Bruinsma, G., Pauwels, L., Weerman, F., & Bernasco, W. (2013). Social disorganization, social capital, collective efficacy and the spatial distribution of crime and offenders: An empirical test of six neighbourhood models for a Dutch city. *British Journal of Criminology*, 53(5), 942-963.
- Burchfield, K., & Silver, E. (2013). Collective efficacy and crime in Los Angeles neighborhoods: Implications for the latino paradox. *Sociological Inquiry*, 83(1), 154-176. <https://doi.org/10.1111/j.1475-682X.2012.00429.x>
- Bursik, R., & Grasmick, H. (1993). *Neighborhoods and crime: the dimensions of effective community control*. Lexington.
- Casas, A., & Méndez, N. (2017). Capital social, lealtad y eficacia colectiva: una aproximación microsocial a la seguridad y la convivencia en las comunas de Medellín. En J. Giraldo (Ed.), *Territorios y sociabilidades violentas San Juan, São Paulo, Cali y Medellín*. Eafit.
- Child, D. (2006). *The essentials of factor analysis*. Continuum.
- Desmond Arias, E., & Barnes, N. (2017). Crime and plural orders in Rio de Janeiro, Brazil. *Current Sociology*, 65(3), 448-465. <https://doi.org/10.1177/0011392116667165>
- Desmond Arias, E., & Goldstein, D. (2010). Violent pluralism: understanding the new democracies of Latin America. En E. Desmond Arias & D. Goldstein (Eds.), *Violent democracies in Latin America* (pp. 1-34). Duke University Press.

- Frimpong, L. K., Oteng-Ababio, M., Owusu, G., & Wrigley-Asante, C. (2018). Collective efficacy and fear of crime in urban neighbourhoods in Ghana. *Safer Communities*, 17(3), 167-181. <https://doi.org/10.1108/SC-06-2017-0024>
- Frühling, H., & Gallardo, R. (2012). Programas de seguridad dirigidos a barrios en la experiencia chilena reciente. *Revista INVI*, 74(27), 149-185.
- Gerell, M., & Kronkvist, K. (2016). Violent crime, collective efficacy and city-centre effects in Malmö. *British Journal of Criminology*, 57(5), 1185-1207. <https://doi.org/10.1093/bjc/azw074>
- Hardyns, W., Pauwels, L. J. R., & Khalfa, R. (2022). Structural neighbourhood characteristics, perceived collective efficacy and perceived disorder: A multilevel study on fear of crime. *Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform*, 105(3), 187-202. <https://doi.org/10.1515/mks-2021-0155>
- Hipp, J. (2016). Collective efficacy: How is it conceptualized, how is it measured, and does it really matter for understanding perceived neighborhood crime and disorder? *Journal of Criminal Justice*, 46, 32-44. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2016.02.016>
- Hipp, J., & Wickes, R. (2017). Violence in urban neighborhoods: A longitudinal study of collective efficacy and violent crime. *Journal of Quantitative Criminology*, 33(4), 783-808. <https://doi.org/10.1007/s10940-016-9311-z>
- Hipp, J., & Wo, J. C. (2015). Collective efficacy and crime. En *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences* (pp. 169-173). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-08-097086-8.45045-2>
- Jiménez-García, W. G., Manzano-Chávez, L., & Mohor-Bellalta, A. (2021). Medición de la vulnerabilidad social: propuesta de un índice para el estudio de barrios vulnerables a la violencia en América Latina. *Papers: Revista de Sociología*, 106(3), 381-412. <https://doi.org/https://doi.org/10.5565/rev/papers.2850>
- Kline, R. (2016). *Principles and practice of structural equation modelling* (4.ª ed.). The Guilford Press.
- Kochel, T. (2013). Robustness of collective efficacy on crime in a developing nation: Association with crime reduction compared to police services. *Journal of Crime and Justice*, 36(3), 334-352. <https://doi.org/10.1080/0735648X.2012.698102>
- Kornhauser, R. (1978). *Social sources of delinquency: An appraisal of analytic models*. University of Chicago Press.
- Lindblad, M. R., Manturuk, K. R., & Quercia, R. G. (2013). Sense of community and informal social control among lower income households: The role of homeownership and collective efficacy in reducing subjective neighborhood crime and disorder. *American Journal of Community Psychology*, 51(1-2), 123-139. <https://doi.org/10.1007/s10464-012-9507-9>
- Luneke, A. & Varela, F. (2020). Violencia y seguridad en los márgenes urbanos: la respuesta chilena en los vecindarios (2001-2019). *Revista CS*, 32, 43-75. <https://tinyurl.com/jc75ehfu>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- Manzano-Chávez, L. (2017). *Experiences of violent and property victimization in Santiago neighbourhoods: Multilevel approaches to social disorganization theory and new ecological studies of crime* [tesis doctoral, The University of Edinburgh, UK]. <http://hdl.handle.net/1842/33247>

- Manzano-Chávez, L., Mohor, A., & Jiménez-García, W. G. (2020). Violent victimization in poor neighborhoods of Bogotá, Lima, and Santiago: Empirical test of the social disorganization and the collective efficacy theories from the social disorganization theory to the collective efficacy. En X. Bada & L. Rivera-Sánchez (Eds.), *The Oxford handbook of the sociology of Latin America* (July, pp. 818-844). Oxford University Press. <https://doi.org/mts1>
- Mazerolle, L., Wickes, R., & McBroom, J. (2009). Community variations in violence: The role of social ties and collective efficacy in comparative context. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 47(1), 3-30.
- Morenoff, J., Sampson, R., & Raudenbush, S. (2001). Neighborhood inequality, collective efficacy, and the spatial dynamics of urban violence. *Criminology*, 39(3), 517-558. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.2001.tb00932.x>
- Olavarría, M., Tocornal, X., Manzano, L., & Fruhling, H. (2008). Crimen y violencia urbana. Aportes de la ecología del delito al diseño de políticas públicas. *Revista INVI*, 23(64), 19-59. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=25806402>
- Olavarría-Gambi, M., & Allende-González, C. (2014). Crime in neighborhoods: Evidence from Santiago, Chile. *Crime Prevention and Community Safety*, 16(3), 205-226. <https://doi.org/10.1057/cpcs.2014.7>
- Oteng-Ababio, M., Owusu, A. Y., Owusu, G., & Wrigley-Asante, C. (2017). Geographies of crime and collective efficacy in urban Ghana. *Territory, Politics, Governance*, 5(4), 459-477. <https://doi.org/10.1080/21622671.2016.1159602>
- Quintero Cordero, S. P. (2020). Seguridad ciudadana y participación de las comunidades en América Latina. *Revista Científica General José María Córdova*, 18(29), 5-24. <https://doi.org/10.21830/19006586.561>
- R Core Team. (2023). *A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Rhineberger-Dunn, G., & Carlson, S. (2009). Factor analyses of collective efficacy and police satisfaction. *Journal of Crime and Justice*, 32(1), 125-154.
- Rhineberger-Dunn, G., & Carlson, S. (2011). An analysis of the mediating effects of social relations and controls on neighborhood crime victimization. *Western Criminology Review*, 12(1), 15-34. <http://wcr.sonoma.edu/v12n1/Rhineberger-Dunn.pdf>
- Ruíz, J. (2010). Eficacia colectiva, cultura ciudadana y victimización: Un análisis exploratorio sobre sus relaciones con diversas medidas del miedo al crimen. *Acta Colombiana de Psicología*, 13(1), 103-114. <http://www.redalyc.org/pdf/798/79815637009.pdf>
- Sampson, R. (2012). *Great American city. Chicago and the enduring neighborhood effect*. The University of Chicago Press.
- Sampson, R. J., & Groves, B. (1989). Community structure and crime: Testing social-disorganization theory. *American Journal of Sociology*, 94(4), 774-802.
- Sampson, R., Raudenbush, S., & Earls, F. (1997). Neighborhoods and violent crime: A multilevel study of collective efficacy. *Science*, 277(5328), 918-924. <https://doi.org/10.1126/science.277.5328.918>
- Sampson, R., & Wikström, P.-O. (2008). The social order of violence in Chicago and Stockholm neighborhoods: A comparative inquiry. En S. Kalyvas, I. Shapiro, & T. Masoud (Eds.), *Order, conflict, and violence* (pp. 97-119). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511755903.006>
- Shaw, C., & McKay, H. (1969). *Juvenile delinquency and urban areas* (2.ª ed). The University Chicago Press.

- Silva, B. (2014). Social disorganization and crime. Searching for the determinants of crime at the community level. *Latin American Research Review*, 49(3), 218-230. <https://doi.org/10.1353/lar.2014.0041>
- Sutherland, A., Brunton-Smith, I., & Jackson, J. (2013). Collective efficacy, deprivation and violence in London. *British Journal of Criminology Advance Access*, 53(6), 1050-1074. <https://doi.org/10.1093/bjc/azt050>
- Triplett, R., Sun, I., & Gainey, R. (2005). Social Disorganization and the ability and willingness to enact control: A preliminary test. *Western Criminology Review*, 6(61), 89-103. <https://tinyurl.com/4fkyfsux>
- Vilalta, C., & Muggah, R. (2016). What explains criminal violence in Mexico City? A test of two theories of crime. *Stability: International Journal of Security & Development*, 5(1). <https://doi.org/10.5334/sta.433>
- Villarreal, A., & Silva, B. (2006). Social cohesion, criminal victimization and perceived risk of crime in Brazilian neighborhoods. *Social Forces*, 84(3), 1725-1753. <https://doi.org/https://doi.org/10.1353/sof.2006.0073>
- Warner, B. (2007). Directly intervene or call the authorities? A study of forms of neighborhood social control within a social disorganization framework. *Criminology*, 45(1), 99-129.
- Watkins, M. (2018). Exploratory factor analysis: A guide to best practice. *Journal of Black Psychology*, 44(3), 219-246.
- Wickes, R., Hipp, J., Sargeant, E., & Homel, R. (2013). Collective efficacy as a task specific process: Examining the relationship between social ties, neighborhood cohesion and the capacity to respond to violence, delinquency and civic problems. *American Journal of Community Psychology*, 52(1-2), 115-127. <https://doi.org/10.1007/s10464-013-9582-6>
- Zahnow, R., Corcoran, J., Kimpton, A., & Wickes, R. (2022). Neighbourhood places, collective efficacy and crime: A longitudinal perspective. *Urban Studies*, 59(4), 789-809. <https://doi.org/10.1177/00420980211008820>
- Zhang, L., Messner, S., & Liu, J. (2007). An exploration of the determinants of reporting crime to the police in the city of Tianjin, China. *Criminology*, 45(4), 965-984.