



Todos a una. Propuesta de un instrumento para medir los niveles de eficacia colectiva en España

All together. Proposal of an instrument to measure levels of collective efficacy in Spain

Diego J. Maldonado-Guzmán  ^{1*}

¹Universidad de Cádiz

*La correspondencia debe dirigirse a: diego.maldonado@uca.es

Recibido Diciembre 2022 / Aceptado Marzo 2023

Resumen

La eficacia colectiva es un término que se refiere a la capacidad diferencial de las comunidades locales para ejercer mecanismos adecuados de control social informal. Los autores de dicho constructo defendieron que en la eficacia colectiva reside la principal fuerza social responsable de que las tasas delictivas varíen entre los vecindarios. A pesar de que existen evidencias de que la eficacia colectiva es un predictor estable del delito, en España no se ha comprobado si los ítems usados para medirla muestran una estructura similar a la obtenida en el contexto estadounidense. El presente trabajo explora si los ítems clásicos de la escala diseñada por Sampson et al. (1997) para medir la eficacia colectiva mantienen una consistencia interna, y si estos muestran una estructura factorial que permite agruparlos en las dimensiones propuestas por el modelo teórico estadounidense. La escala final se compone de catorce ítems y es aplicada a un total de 590 residentes de la ciudad de Barcelona mediante encuesta telefónica. Los resultados sugieren una elevada consistencia interna del instrumento de medida, y el análisis factorial exploratorio agrupa a los ítems en tres dimensiones: cohesión social, expectativas compartidas de acción común y capacidad de control social. Estas dimensiones, en conjunto, explican más del 64 % de la varianza en los niveles de eficacia colectiva.

Palabras clave: eficacia colectiva, instrumento de medida, desorganización social, Barcelona

Abstract

Collective efficacy is a term that refers to the differential capacity of local communities to exercise adequate informal social control mechanisms. The authors of this construct argued that collective efficacy is the main social force responsible for varying crime rates across neighbourhoods. Although there is evidence that collective efficacy is a stable predictor of crime, in Spain it has not been tested whether the items used to measure it show a similar structure to that obtained in the US context. This paper explores whether the classic items of the scale designed by Sampson et al. (1997) to measure collective efficacy maintain internal consistency, and whether they show a factor structure that allows them to be grouped into the dimensions proposed by the US theoretical model. The final scale

is composed of ten items and is applied to a total of 590 residents of the city of Barcelona by means of a telephone survey. The results suggest a high internal consistency of the measuring instrument, and the exploratory factor analysis groups the items into three dimensions: social cohesion, shared expectations of common action and capacity for social control. Together, these dimensions explain more than 64 % of the variance in the levels of collective efficacy.

Keywords: collective efficacy, measuring instrument, social disorganization, Barcelona

Introducción

La teoría de la desorganización social (Shaw & McKay, 1942) gozó de influencia para explicar la desigual distribución espacial de la delincuencia en las ciudades, pero su popularidad descendió notablemente a partir de la época de los setenta (Bellair, 2017) debido, entre otras razones, a la presencia de problemas conceptuales (Sampson, 2012) y a la ausencia de un mecanismo claro que explicara los vínculos entre las características estructurales del barrio y las tasas delictivas (Kornhauser, 1978; Sampson, 1991; Bursik & Grasmick, 1993; Elliott et al., 1996; Sampson et al., 1997; Schnell, 2017; Kubrin & Mioduszewski, 2019).

En un intento de revitalizar el enfoque ecológico de la desorganización social, diversos autores (Sampson & Groves, 1989, Bursik & Grasmick; 1993, Browning et al., 2004), todos ellos bautizados por Bursik (2006) como la “nueva” Escuela de Chicago, propusieron nuevos modelos teóricos. De todos, el modelo que ha gozado de mayor interés y apoyo científico es el de la tesis de la eficacia colectiva, un concepto que fue desarrollado por Bandura (1997), pero cuyas ideas subyacentes fueron aplicadas y adaptadas por Sampson et al. (1997) a procesos urbanos vinculados al delito. Según estos autores, la eficacia colectiva representa la capacidad de los habitantes de un barrio para activar mecanismos de control social informal. La activación de estos mecanismos implica una actuación proactiva – no pasiva – por parte de los residentes ante la presencia de problemas en la comunidad local (Sutherland, 2018), involucrándose en acciones como avisar a la policía, ayudar a un vecino que lo necesita o recriminar el mal comportamiento de un adolescente.

Si bien el modelo de eficacia colectiva acepta la premisa básica de la teoría de la desorganización social, esto es, que el control social constituye el principal factor que explica las variaciones en las tasas delictivas entre los barrios, existe una diferencia sustancial entre ambos planteamientos teóricos. El paradigma de la desorganización social asume que la presencia de redes sociales densas y amplias es fundamental para garantizar una capacidad adecuada de regulación comunitaria y, por tanto, de reducción del crimen (Browning et al., 2004). Por el contrario, el modelo de la eficacia colectiva reconoce que el control social informal puede depender de que estén presentes en el barrio ciertos niveles de cohesión social entre los residentes, pero no es necesario que todos los vecinos sean amigos (Sampson, 2012).

En otras palabras, lo que resulta fundamental para la eficacia colectiva no es tanto la presencia de controles privados en el barrio, es decir, de densos y fuertes lazos familiares y de amistad locales, sino más bien la experiencia acumulada de contactos infrecuentes que puedan facilitar relaciones de confianza y la existencia de valores compartidos (Sampson, 2017). Por tanto, las expectativas compartidas de acción colectiva son cruciales. Si los residentes consideran que es

poco probable que otros respalden los esfuerzos de uno mismo para la intervención por el bien del barrio, difícilmente los beneficios de 'los ojos en las calles' redundarán en un control social efectivo del delito (Browning et al., 2010). La cohesión social es necesaria para que los vecinos tengan confianza y quieran participar en la comunidad, pero no es suficiente, ni siquiera lo más importante (Sampson, 2017), ya que el elemento clave es la activación intencional de los lazos sociales existentes y la movilización de recursos a través de dichos lazos (Morenoff et al., 2001; Lowenkamp et al., 2003; Sampson & Graif, 2009; Browning et al., 2010; Sampson, 2013; Uchida et al., 2014). Por lo tanto, la eficacia colectiva queda definida por la conexión entre dos mecanismos: la cohesión social (en términos de confianza mutua) y el control social informal en la comunidad (en términos de expectativas compartidas para actuar conjuntamente).

Para medir las expectativas compartidas y la cohesión social/confianza, Sampson et al. (1997) diseñaron una escala compuesta por diez ítems (cinco para cada una de las dos dimensiones de la eficacia colectiva) que fue posteriormente extendida por Uchida et al. (2014) mediante la adición de una tercera dimensión: la capacidad para el control social. Esta nueva dimensión captura la percepción del encuestado sobre la capacidad y disposición de sus vecinos para apelar a instituciones supra-barriales (por ejemplo, al ayuntamiento de la ciudad) en aras de reclamar soluciones a los problemas en la comunidad. Consideramos relevante incluir ítems que midan esta nueva dimensión por tres razones. Primero, porque la capacidad para el control social junto con la disposición a intervenir fueron los factores más fuertemente vinculados al factor latente de eficacia colectiva (Uchida et al., 2014). Segundo, porque la presencia de esta capacidad sería opuesta al aislamiento social descrito por Wilson (1987), y que sirvió para entender por qué en zonas con lazos sociales densos la comunidad no era capaz de producir recursos colectivos tales como el control social. Tercero, porque la destreza de la comunidad para obtener recursos extralocales –una capacidad definida por Bursik & Grasmick (1993) como *control público*– se reconoció por Morenoff et al. (2001) como un posible factor estructural que facilita mayores niveles de eficacia colectiva.

La literatura científica ha mostrado que la eficacia colectiva constituye uno de los predictores más fuertes y estables de la delincuencia (Pratt & Cullen, 2005), así como un predictor válido del desorden social (Gau & Pratt, 2008) y de la inseguridad percibida (Ortiz García & Rufo Rey, 2020). Sin embargo, aquellas investigaciones que han valorado el constructo para medir su impacto en el crimen han empleado mediciones indirectas de dicha eficacia (Lowenkamp et al., 2003). Suponen una excepción los trabajos de Browning et al. (2004), de Armstrong et al. (2015) y de Schnell (2017), que emplean la escala original diseñada por Sampson et al. (1997) para medir en su estudio aquella variable. Por el contrario, la mayoría de los trabajos que incorporan entre sus predictores la eficacia colectiva utilizan mediciones indirectas de este constructo, empleando para ello combinaciones de indicadores tales como el porcentaje de personas que asistían a clubes o a reuniones locales en la última semana (Markowitz et al., 2001), el número de familiares y amigos que viven en el mismo barrio (Figueiredo, 2014), o el porcentaje de participación electoral en la comunidad local (Weisburd et al., 2012).

En España, partiendo de la escasez de estudios que se aproximan al fenómeno delictivo desde la ecología del crimen, el único trabajo hallado que ha empleado una medición directa de la eficacia colectiva es el llevado a cabo por Ortiz García & Rufo Rey (2020), donde se miden los niveles de eficacia colectiva en la ciudad de Cáceres mediante una encuesta diseñada a tal fin. Sin embargo, la

metodología seguida por estos dos autores adolece de dos problemas principales. En primer lugar, el cuestionario empleado mide fundamentalmente aspectos relacionados con la cohesión social, sin que se capture adecuadamente la dimensión más relevante de la eficacia colectiva, esto es, la disposición a intervenir. En segundo lugar, los autores han aplicado la escala asumiendo que los ítems se correlacionan adecuadamente y que siguen una agrupación similar a la derivada de la escala original para medir dicha eficacia en la ciudad de Chicago.

Disponer de una escala de eficacia colectiva aplicada específicamente al contexto español es necesario, porque el instrumento original es un producto de su época. El contexto histórico y social de Chicago de principios del siglo XX poco tiene que ver con la sociedad española actual, por lo que las dimensiones de la eficacia colectiva, así como los factores ecológicos que facilitan o inhiben su desarrollo en la comunidad local pueden ser distintos. Como consecuencia de estas diferencias coyunturales, los ítems que componen la escala podrían tener un comportamiento distinto al observado en el instrumento original.

Además de necesaria, la existencia de una escala española de eficacia colectiva resultaría muy útil en distintas áreas de conocimiento. Poder medirla supone la capacidad de explicar una amplia variedad de fenómenos y problemas sociales que podrían tener como base común unos niveles bajos de eficacia colectiva. Más allá de la criminología, diversas disciplinas han analizado el impacto de dicha eficacia sobre muy dispares fenómenos. Por ejemplo, [Hoy et al. \(2002\)](#) estudiaron el rol de la eficacia colectiva en el rendimiento escolar; [Makridis & Wu \(2021\)](#) midieron el impacto de dicha eficacia sobre los riesgos de infección por COVID-19 en 2700 condados de los Estados Unidos; [Pakmehr & Yazdanpanah \(2020\)](#) analizaron la manera en que la eficacia colectiva modulaba la capacidad y las estrategias de los campesinos para adaptarse a las sequías producidas por el cambio climático; y [Zhang et al. \(2021\)](#) observaron en qué medida el turismo local incidía en la percepción de eficacia colectiva de los residentes.

Pese a que la eficacia colectiva ha probado ser un predictor estable de la delincuencia y de otros fenómenos y problemas sociales, no se ha diseñado un instrumento de medida que permita capturar dicho recurso comunitario en un contexto español. Para llenar este hueco en la literatura, en el presente artículo se aplica una escala de medición de la eficacia colectiva en una ciudad española. El objetivo es comprobar si los distintos ítems que componen el instrumento desarrollado en este trabajo siguen una estructura factorial similar a la observada para el contexto de los Estados Unidos, así como el grado en que estos ítems están correlacionados. El instrumento que se explora surge de combinar los ítems de la escala de [Sampson et al. \(1997\)](#) y la de [Uchida et al. \(2014\)](#).

Metodología

El proceso de adaptación del instrumento de medida de los niveles de eficacia colectiva puede dividirse en tres fases: (i) diseño del cuestionario, (ii) fase del pretest y (iii) aplicación de la escala a la muestra. Se describen en este apartado cada una de las etapas señaladas.

Diseño del cuestionario

Esta primera etapa del proceso consiste en la selección de cada uno de los ítems que, inicialmente, formarán parte del instrumento. La primera versión resulta de una combinación de los ítems que conforman dos escalas: la desarrollada por [Sampson et al. \(1997\)](#) y la ampliación que de esta última realizan [Uchida et al. \(2014\)](#). Del primer instrumento se han seleccionado los diez ítems originales que lo componen. De la escala adaptada por [Uchida et al. \(2014\)](#) se han incorporado cuatro ítems en el bloque de preguntas sobre la cohesión social, cinco ítems en el bloque de preguntas sobre disposición a intervenir, y cinco ítems en el bloque de preguntas sobre la capacidad de control social que no estaban presentes en la versión de [Sampson et al. \(1997\)](#). Tras una revisión de los ítems de ambas escalas, se han eliminado aquellas preguntas relacionadas con episodios que pudieran resultar más inusuales en el contexto español, como la presencia de tiroteos en el barrio o el hecho de que un vecino dispare un arma. Estos ítems no estaban presentes en la versión de [Sampson et al. \(1997\)](#), pero sí en la de [Uchida et al. \(2014\)](#). Como resultado de esta combinación, la primera versión del cuestionario se compuso de un total de 24 preguntas que se repartían en tres bloques iniciales siguiendo la propuesta de [Uchida et al. \(2014\)](#): expectativas compartidas, cohesión social y capacidad de control social.

La traducción de los ítems de las escalas originales se ha llevado a cabo por medio de la colaboración de una persona bilingüe relacionada con la investigación académica en el campo criminológico. Durante el proceso de traducción se ha procurado un equilibrio, intentando garantizar que los ítems en español mantengan su significado original al tiempo que estos se adaptasen al contexto español mediante matices en los términos utilizados.

Por otra parte, en lugar de emplear cinco categorías de respuesta para cada uno de los 24 ítems en la primera versión del instrumento, el cuestionario diseñado en el presente trabajo utiliza un rango de 10 respuestas tipo Likert (1-10). El número óptimo de respuestas en este tipo de escalas ha sido discutido en la literatura con un debate evidente (entre otros, véase [Cox, 1980](#); [Matell & Jacoby, 1972](#); [Ankur et al., 2015](#), [González-Alonso, 2015](#)) y varios estudios reconocen ciertas limitaciones presentes en escalas de cinco puntos. Estas medidas son más reducidas en sensibilidad ([Finstad, 2010](#)), se relacionan con mayores niveles de asimetría y con una menor probabilidad de seguir una distribución normal ([Leung, 2011](#)), tienen escasa capacidad para registrar cambios a lo largo del tiempo ([Bisquerra & Pérez-Escoba, 2015](#)) y, al emplear un número impar de respuestas, están más vinculadas al sesgo de respuesta intermedia.

Autores como [González-Alonso \(2015\)](#) y [Calleja et al. \(2019\)](#) sugieren como más adecuado el empleo de escalas con siete opciones (1-7). No obstante, la tendencia a seleccionar las opciones centrales del cuestionario en escalas con un número impar de respuestas ha promovido el empleo de instrumentos con respuestas pares al objeto de procurar que el encuestado se incline hacia uno u otro lado ([Matas, 2018](#)). Por tanto, la escala diseñada en el presente artículo para medir la eficacia colectiva emplea 10 categorías de respuestas (1-10), siendo 1 = "totalmente improbable" y 10 = "totalmente probable" para las dimensiones de expectativas compartidas y de capacidad de control social informal, y siendo 1 = "absolutamente en desacuerdo" y 10 = "absolutamente de acuerdo" para la dimensión de cohesión social.

Fase de pre-test

El objetivo de esta fase consiste en comprobar la consistencia interna y el grado de dificultad para la comprensión de los ítems de la escala diseñada en la fase anterior. A tal fin, durante esta etapa la escala se aplicó vía Internet a un total de 172 residentes de Barcelona. Al final del cuestionario se habilitó una opción para que los encuestados pudieran enviar dudas o sugerencias sobre la escala. Cinco de las 172 personas que respondieron a la encuesta durante la fase de pre-test enviaron un correo con distintas sugerencias. Varios de ellos propusieron que se mejorase la redacción de algunos ítems de la escala para facilitar la comprensión de estos. Como consecuencia de considerar todas estas sugerencias, se modificó la redacción de la mayoría de los ítems para formular la pregunta de forma más directa y clara. El enlace al cuestionario fue publicado el 11 de diciembre de 2019 en distintas redes sociales como *Facebook* y *WhatsApp*, seleccionando a los participantes mediante un muestreo no aleatorio por conveniencia.

Tabla 1

Distribución sociodemográfica del total de encuestados para la fase de pretest (N = 172).

Descripción de la muestra en pre-test (N =172)	n	%
Género		
Hombre	85	49,4 %
Mujer	87	50,6 %
Edad		
16-29 años	35	12,8 %
30-44 años	68	39,5 %
45-64 años	47	27,3 %
65 años o más	22	26,4 %
Nivel de instrucción		
Sin estudios	2	1,2 %
Estudios Primarios	20	11,5 %
Estudios Secundarios	36	20,9 %
Bachillerato	50	29,1 %
Estudios superiores	64	37,3 %
Tiempo de residencia en el barrio		
Menos de un año	16	9,3 %
1-5 años	53	30,8 %
Más de 5 años	103	59,9 %

Para garantizar un tamaño de la muestra más amplio en la fase de pre-test, se diseñó un mensaje que aparecía automáticamente tras finalizar el cuestionario, y en el que se solicitaba a la persona encuestada que lo compartiera con otros amigos, familiares o conocidos que residieran en la ciudad condal. Tal y como se ha indicado, la muestra final del pre-test fue de 172 personas, satisfaciendo así el criterio de un mínimo de cinco respuestas por cada ítem en la escala (Nunnally & Bernstein, 1994; Pérez & Medrano, 2010), ya que se obtuvieron 7.16 respuestas por cada pregunta. El número de barrios de Barcelona encuestados en esta fase fue de 44, estando más representados los vecindarios de El Raval y de Sant Pere, Santa Caterina i la Ribera -ambos con un 10 %. La tabla 1 recoge información descriptiva sobre la muestra encuestada durante la fase de pre-test.

El análisis de consistencia interna de la escala y el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) se llevaron a cabo con el software de licencia libre *FACTOR* (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). Autores como Sandoval-Díaz et al. (2021) avalan el uso de este programa debido a que el software combina

procedimientos estadísticos tradicionales e innovaciones metodológicas recientes que devuelven resultados más robustos. Entre otras opciones, *FACTOR* permite el cálculo de correlaciones policóricas, que resultan indispensables para el análisis factorial de variables ordinales (Ramos & Plata, 2015), siendo este el caso de las escalas tipo Likert empleadas en el presente artículo. Si bien existen otras medidas para el análisis factorial, como aquellos análisis no lineales que no exigen la existencia de normalidad multivariante, se emplean en este artículo las correlaciones policóricas por ser las que están disponibles en el software *FACTOR*. Además, si los datos objeto de estudio tienen naturaleza ordinal, la matriz de correlaciones que debe considerarse es la matriz policórica, ya que esta “estima la relación lineal entre dos variables latentes continuas que subyacen a dos variables observadas ordinales que son indicadores manifiestos de aquellas” (Oliden & Zumbo, 2008, p. 896). Puesto que la escala emplea categorías de respuesta tipo Likert, se espera que los resultados del AFE sean más robustos si los análisis se ejecutan en base a dichas correlaciones.

Tabla 2

Análisis de la consistencia interna de la escala a través de los coeficientes alfa de Cronbach y Omega.

Dimensión	Coefficiente Omega
Escala completa	,94
Disposición a intervenir	,89
Cohesión Social	,93
Control Social informal	,87

El análisis de la consistencia interna del instrumento en este artículo se evalúa observando el valor del coeficiente Omega, en lugar de observar el tradicional coeficiente alfa de Cronbach. Además de no ser sensible al número de ítems en la escala (Padilla & Divers, 2016), el coeficiente Omega estima la consistencia interna por medio de las cargas factoriales, lo que refleja de forma más óptima la manera en que los ítems están interrelacionados entre sí (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Debido al elevado valor obtenido para Omega ($\omega = ,94$) es posible afirmar una elevada fiabilidad de las puntuaciones del instrumento diseñado en la primera fase de la presente investigación.

Además de medir la consistencia interna para toda la escala, se procedió a calcular dicha consistencia para cada una de las tres sub-dimensiones del instrumento en la fase de pre-test. La primera subdimensión sería la de *expectativas compartidas de acción*, y estaría medida –en principio– a través de los ítems 1 al 9, ambos inclusive. La segunda subdimensión sería la *cohesión social/confianza mutua*, medida –en principio– por los ítems del 10 al 19, ambos inclusive. Por último, la tercera subdimensión sería la de la *capacidad de control social*, y quedaría capturada –en principio– por los ítems 20 a 24, ambos inclusive. La tabla 2 muestra los resultados para la escala global y cada uno de sus subconjuntos de ítems. Puede observarse que los valores de Omega son elevados y, en todos los casos, superiores a 0,8, por lo que vuelve a evidenciarse la elevada consistencia interna de las puntuaciones de la escala propuesta en su conjunto y de sus sub-dimensiones, dados los valores cercanos a 1.

Como paso posterior a la determinación de la consistencia interna de la escala se llevó a cabo un análisis (AFE) en aras de conocer si es necesario eliminar algún ítem del instrumento y para comprobar la manera en la que estos se estructuran. Puesto que el AFE asume la existencia de una normalidad multivariante (Porrás, 2016; Pizarro & Martínez, 2020), resulta importante comprobar el cumplimiento de dicho supuesto. Para ello se ha realizado la prueba de *Mardia*

(1970) implementada en el programa *FACTOR*, confirmándose mediante dicho test la existencia de normalidad multivariante (Mardía: Curtosis = 109,026; $gl = 165$; $p < 0.000$).

Sobre la base de las correlaciones policóricas se ejecutó el análisis factorial siguiendo un método de extracción de componentes principales. Se optó por el método de rotación oblicua de tipo *Simplimax* con objeto de obtener la agrupación de ítems más simple posible (Pedrero Pérez et al., 2012) y porque este sistema de rotación ha mostrado ser el más eficiente de todos los propuestos (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Dado el resultado de las medidas de adecuación de muestreo consultadas se puede afirmar con seguridad que la matriz policórica derivada de los datos del pre-test es adecuada para aplicar la factorización. La prueba KMO arrojó un valor de 0.89, la prueba de esfericidad de Bartlett resultó ser significativa, y el determinante mostró un valor de 0.00001. Al establecer como criterio para la determinación de los factores un autovalor mayor o igual que uno, se obtienen cinco factores que explican un total del 65,9 % de la varianza, satisfaciendo así la exigencia generalmente aceptada de una varianza explicada de, al menos, el 60 % (Frías-Navarro & Pascual Soler, 2012).

No obstante, las comunalidades de varios de los ítems observaron un valor inferior a 0.5, por lo que estos fueron excluidos del modelo factorial (Hair et al., 2004). Como consecuencia de este procedimiento, se eliminaron 2 ítems de la escala original, quedando el cuestionario para medir la eficacia colectiva compuesto de 22 ítems después del pre-test. Al eliminar las preguntas con comunalidades con valores inferiores a 0.5 se obtuvo un incremento del porcentaje de la varianza explicada, que ascendió al 67.1 %, y el número de componentes o factores se redujo de cinco a cuatro. Después de suprimir los dos ítems, el valor del coeficiente Omega se situó por encima de los ,90 puntos, lo que sugiere una elevada consistencia interna de las puntuaciones de la escala tras el pre-test. Igualmente, se aplicaron indicadores de simplicidad sobre la matriz rotada (Pedrero-Pérez et al., 2012), que arrojaron valores adecuados. La Tabla 3 muestra la información de la escala definitiva tras aplicar el AFE.

Atendiendo a los ítems que cargan en cada factor (tabla 3), el componente uno mide la dimensión de *cohesión social y confianza mutua*, el componente dos capturaría las *expectativas de acción compartidas* y el componente tres la *capacidad de control social*. En las escalas originales, los dos ítems que cargan en el componente cuatro pertenecen a la dimensión de cohesión social, pero el AFE realizado en este artículo sugiere agruparlos en una dimensión separada a la que proponemos llamar *reconocimiento mutuo* (ver tabla 3).

Aplicación de la escala a una muestra de 590 personas

La ciudad de Barcelona se compone de 73 vecindarios. No obstante, por razones presupuestarias, se decidió no aplicar la escala de eficacia colectiva al conjunto de barrios, a fin de que el número de encuestas realizadas en cada uno de ellos fuera más elevado. El criterio empleado para seleccionar qué barrios debían ser eliminados para la encuesta fue el tamaño poblacional, de manera que se descartaron aquellos con una población menor de 4000 habitantes, excluyendo del análisis un total de 10 barrios. De esta forma, se midieron los niveles de eficacia colectiva en 63 vecindarios de la ciudad condal.

Tabla 3

Cargas factoriales y basadas en un método de extracción de componentes principales con rotación Simplimax para 22 ítems (N = 172).

	Componentes*			
	1	2	3	4
Imagine que alguien está intentando robar en una casa de su barrio ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,507		
Imagine que alguien ha aparcado en doble fila o en una plaza para discapacitados ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,740		
Imagine que hay un grupo de menores de edad bebiendo alcohol en la calle o consumiendo otro tipo de sustancias tóxicas ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,701		
Imagine que algunos niños o niñas están pintando un graffiti en la pared de un edificio del barrio ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,644		
Imagine que un niño o niña está insultando a un adulto ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,688		
Imagine que un grupo de niños del barrio no acuden a clase y están pasando el rato en la calle ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,675		
Imagine que se está vendiendo droga en su calle ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,577		
Imagine que la gente del barrio arroja grandes elementos a la basura (muebles, colchones, etc.) en los parques o callejones ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,653		
Imagine que hay un bache grande en la calle que necesita ser reparado ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?			,585	
Imagine que existen personas ejerciendo la prostitución en el barrio ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?			,592	
Imagine que el Ayuntamiento de Barcelona está pensando recortar fondos para un centro comunitario en el barrio ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?			,808	
Imagine que el Ayuntamiento de Barcelona está pensando cerrar un centro de salud cerca de su casa ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?			,809	
Mi barrio es una buena zona para que las niñas y niños crezcan	,790			
La gente que vive en mi barrio es, en general, amigable	,805			
Estoy contento/a de vivir en mi barrio	,822			
Se puede confiar en la gente de mi barrio	,861			
La gente de mi barrio está dispuesta a ayudar a sus vecinos y vecinas	,715			
El barrio en el que vivo está muy unido	,686			
En general, la gente de mi barrio se lleva bien	,806			
La gente de este barrio comparte los mismos valores	,556			
Normalmente me paro y hablo con la gente de mi barrio				,863
La mayoría de la gente con la que me cruzo en mi barrio me resulta familiar				,762

Nota: la rotación convergió en dos interacciones. Las cargas factoriales <.30 son suprimidas.

*Porcentaje de varianza explicada por cada factor: Factor 1 = 47,118%; Factor 2 = 8.7%; Factor 3: 6,52; Factor 4: 4,82. Varianza explicada total = 67.1%. Medidas de adecuación de la muestra: KMO = .92. Determinante = .00022; Esfericidad de Bartlett: $\chi^2 = 2503,2$ (grados de libertad = 231), $p = .000$; Matriz de correlación entre factores = .585 (significativamente distinta de cero en la población).

En lo que respecta al tamaño y distribución de la muestra, se realizaron un total de 590 encuestas a sujetos que tuvieran 16 años o más y que residieran en alguno de los 63 barrios en los que se llevó a cabo la aplicación del cuestionario. Los participantes fueron seleccionados mediante muestreo aleatorio estratificado con afijación proporcional al número de residentes en cada barrio, y se establecieron cuotas cruzadas por género y edad generales de la ciudad y proporcionales a la población. Las cuotas por edad se establecieron en los cuatro intervalos señalados a continuación: 16-29 años; 30-45 años; 46-64; 65 años o más.

Tabla 4

Distribución sociodemográfica del total de encuestados para la medición de la eficacia colectiva (N = 590).

Escala Definitiva (N =590)	n	%
Género		
Hombre	276	46,8 %
Mujer	314	53,2
Edad		
16-29 años	139	23,6 %
30-44 años	151	25,6 %
45-64 años	144	24,4 %
65 años o más	156	26,4 %
Nivel de estudios		
Sin estudios	6	1 %
Estudios Primarios	50	8,5 %
Estudios Secundarios	82	13,9 %
Bachillerato	138	23,4 %
Estudios superiores	314	53,2 %
Tiempo de residencia en el barrio		
Menos de un año	20	3,4 %
1-5 años	77	13,1
Más de 5 años	493	83,6 %
Participación en entidad vecinal		
Sí participa	90	15,3 %
No participa	500	84,7 %

El número de encuestas a realizar en cada vecindario se calculó estimando primero el peso de la población del barrio en 2020 sobre el total de la población de la ciudad tras eliminar a los residentes menores de 16 años. Una vez calculados estos pesos, se multiplicó el número total de encuestas a realizar (590) por el peso específico para cada uno de los 63 vecindarios. La cantidad total de encuestas que debía realizarse en cada barrio de Barcelona se repartió en cuotas cruzadas de género y edad en los cuatro intervalos que acaban de señalarse. Para una muestra de este tamaño, el margen de error es de un $\pm 4,03$ % para un intervalo de confianza del 95 % y bajo el supuesto de máxima indeterminación ($p=q=50$ %).

La fase de realización de las encuestas telefónicas se desarrolló entre el 16 de diciembre de 2020 y el 8 de febrero de 2021 por parte de la empresa NEXO. Esta fase de realización de encuestas para la medición de la eficacia colectiva ha sido dividida en dos etapas. En una primera se ha contactado de forma aleatoria con terminales móviles asociados a personas menores de 65 años hasta completar las cuotas cruzadas por edad y género para cada barrio. Una vez completada la primera etapa se realizaron llamadas a terminales de telefonía fija zonificados por vecindario. El objetivo de esta segunda fase fue cerrar las cuotas en aquellos vecindarios donde estas no quedaron cubiertas.

Como resultado de los procedimientos llevados a cabo en ambas fases se realizaron un total de 14281 llamadas telefónicas, de las cuales se pudo establecer contacto con 7342 personas. La ratio de respuestas fue del 9,6 % y las llamadas válidas –aquellas en las que el encuestado respondió al teléfono y completó la encuesta– tuvieron una duración media de 8:41 minutos. La tabla 4 recoge la información descriptiva de la muestra.

Resultados

Consistencia interna

Los resultados derivados de las 590 encuestas realizadas permiten afirmar que el instrumento de medida conserva la consistencia interna revelada en la fase de pre-test, ya que el coeficiente Omega alcanza un valor muy elevado ($\omega = ,89$). Este valor es superior al que obtuvieron Sampson et al. (1997) en su escala original, puesto que estos observaron un valor de alfa de Cronbach de ,837. En la medida en que el coeficiente Omega no es sensible al número de ítems en el instrumento, no puede decirse que el mayor valor de consistencia interna alcanzado en este estudio se debe a que la escala aquí propuesta se compone de más ítems que el instrumento original.

Estructura factorial de los ítems de la escala: las tres dimensiones

Tras confirmar el cumplimiento de la normalidad multivariante exigida para poder ejecutar la reducción de dimensiones (Mardia: Kurtosis = 206; $gl = 220$; $p < .0000$), se llevó a cabo una extracción por componentes principales con una rotación oblicua de tipo *Simplimax*. Aunque los componentes estimados por el AFE siguen siendo aquellos derivados de la fase de pre-test, los resultados sugieren la necesidad de eliminar otros ocho ítems, dado que la proporción de la varianza de cada uno de ellos explicada por el nuevo modelo factorial era inferior al 50 %. Si bien en la fase de pre-test se eliminaron dos ítems con bajas comunalidades, entendemos la necesidad de volver a suprimir aquellos ítems que son poco explicados por el factor una vez la escala se aplicó a una muestra de mayor tamaño. Como resultado de esta eliminación, los componentes se redujeron de cuatro a tres dimensiones, y el total de la varianza explicada alcanzó el 64,1 %. La tabla 5 recoge la información respecto a las cargas factoriales para los 14 ítems definitivos de la escala, donde se observa que los tres componentes derivados del AFE son los mismos que los propuestos por Uchida et al. (2014) y que se corresponden con (i) la *cohesión social/confianza mutua* (componente 1), con (ii) las *expectativas compartidas de acción* (componente 2), y con (iii) la *capacidad para el control social* (componente 3).

Discusión

En el presente artículo se diseña un instrumento para medir los niveles de eficacia colectiva en una ciudad española a partir de la combinación de dos escalas que se habían propuesto para un contexto estadounidense. Los resultados permiten afirmar que las puntuaciones obtenidas en el instrumento propuesto son fiables, debido a los valores elevados del coeficiente Omega. Por tanto, los ítems están muy correlacionados entre sí, lo que indica que están midiendo un mismo constructo. De igual

modo, la manera en que el proceso de factorización agrupa a los distintos ítems sugiere los dos mismos componentes o dimensiones de la eficacia colectiva observados originalmente por [Sampson et al. \(1997\)](#) para el contexto norteamericano, así como la tercera dimensión que [Uchida et al. \(2014\)](#) adicionaron en su extensión del instrumento original.

Tabla 5

Escala definitiva. Cargas factoriales basadas en el método de extracción de componentes principales con rotación Simplimax para 14 ítems (N = 590).

	Componentes*		
	1	2	3
Imagine que hay un grupo de menores de edad bebiendo alcohol en la calle o consumiendo otro tipo de sustancias tóxicas ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,811	
Imagine que algunos niños o niñas están pintando un grafiti en la pared de un edificio del barrio ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,798	
Imagine que se está vendiendo droga en su calle ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,675	
Imagine que se produce una pelea frente a su casa y alguien está siendo golpeado o amenazado. ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?		,670	
Mi barrio es una buena zona para que las niñas y niños crezcan	,777		
La gente que vive en mi barrio es, en general, amigable	,806		
Estoy contento/a de vivir en mi barrio	,825		
Se puede confiar en la gente de mi barrio	,856		
La gente de mi barrio está dispuesta a ayudar a sus vecinos y vecinas	,715		
El barrio en el que vivo está muy unido	,726		
En general, la gente de mi barrio se lleva bien	,800		
La gente de mi barrio comparte los mismos valores	,723		
Imagine que el Ayuntamiento de Barcelona está pensando recortar fondos para un centro comunitario en el barrio ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?			,744
Imagine que el Ayuntamiento de Barcelona está pensando cerrar un centro de salud cerca de su casa ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto?			,904

Nota: la rotación convergió en dos interacciones. Las cargas factoriales <.30 son suprimidas.

*Porcentaje de varianza explicada por cada factor: Factor 1 = 43,9%; Factor 2 = 11,9%; Factor 3 = 8,2 Varianza explicada total = 64,12%. Medidas de adecuación de la muestra: KMO = .91. Determinante = .00028; Esfericidad de Bartlett: $\chi^2 = 3924,0$ (grados de libertad = 91), $p = .000$; Matriz de correlación entre factores = .589 (significativamente distinta de cero en la población).

Es de destacar que, tanto en el pre-test como en la aplicación de la escala a la muestra de 590 residentes de Barcelona, los resultados del AFE indicaban que los ítems “normalmente me paro y hablo con los vecinos de mi barrio” y “la mayoría de la gente con la que me cruzo en mi barrio me resulta familiar” cargaban en una dimensión distinta a la de cohesión social/confianza mutua. También que, cuando se analizaron las 590 respuestas, el AFE sugirió la eliminación de estos dos ítems. La esfera

de la cohesión social que más interesa a la eficacia colectiva es aquella centrada en la confianza y el apoyo mutuo (Sampson et al., 2018), por lo que es probable que ambas preguntas del cuestionario estén más bien capturando aspectos de los lazos sociales menos relevantes para la activación de dicha eficacia. Esto podría explicar por qué el análisis factorial agrupa a estas dos preguntas en otra dimensión distinta, y por qué la proporción de varianza de ambos ítems explicada por el modelo factorial no alcanzó el 50 %. Es más, los dos ítems no se encuentran en la escala original de Sampson et al. (1997), sino que fueron añadidas a partir de la propuesta de Uchida (2014).

En relación con lo anterior, el ítem que más cargó en el componente de cohesión social, tanto en el pre-test como en la aplicación a la muestra más amplia, fue “se puede confiar en la gente de mi barrio”, lo que vuelve a sugerir, como han venido haciendo varios autores que han revisado el papel de las redes sociales en la regulación del crimen (Browning et al., 2010; Sampson, 2013), que lo importante dentro de la cohesión social es la confianza entre vecinos a partir de los contactos esporádicos, más que la presencia de lazos profundos que hagan que los habitantes se detengan a conversar los unos con los otros.

Por su parte, el control social informal, el elemento fundamental de la eficacia colectiva, se mide en la escala por medio de seis ítems. Los cuatro primeros capturan las expectativas de acción común, en términos de disposición que tendrían sus vecinos para actuar por el bien de la colectividad. Los dos últimos, aquellos pertenecientes a la dimensión de capacidad para el control social, capturan más bien las expectativas sobre la disposición y capacidad de los vecinos para lograr recursos extralocales que beneficien al barrio (por ejemplo, que no cierren un centro de atención médica). Las cargas factoriales de los ítems que conforman esta dimensión son elevadas. De hecho, uno de esos ítems –el de la actuación de un vecino ante el cierre de un centro de salud en el barrio– es el que muestra la mayor proporción de su varianza explicada por el modelo factorial (81,7 %). Por tanto, estos resultados plantean la necesidad de incorporar en las mediciones de eficacia colectiva aquel nivel público de control social que propusieron Bursik & Grasmick (1993), ya que una proporción considerable de las variaciones de este control parece estar explicada por aquella eficacia.

Cabe recordar, respecto de los ítems ligados a la dimensión de control social, que varios de ellos se eliminaron de la versión definitiva del cuestionario por presentar comunalidades bajas. En la escala definitiva propuesta en el presente trabajo solo dos de los ítems dentro del componente del control social informal aluden al comportamiento de los menores, y son relativos a la presencia de jóvenes bebiendo en el espacio público y al ejercicio de actos vandálicos por parte de estos. El hecho de que el resto de los ítems sobre la capacidad de la comunidad para regular el comportamiento de los jóvenes no sean de gran relevancia para la eficacia colectiva en España puede deberse a un factor socio-cultural. La inclusión de preguntas sobre la disposición (percibida) de los vecinos para controlar a los jóvenes del barrio se debe probablemente a la influencia de las bandas latinas. Un año antes del desarrollo de la teoría de la desorganización social, Whyte (1941) bautizó a los miembros de estas pandillas como “the corner boys”, para diferenciarlos de los “college boys” o chicos universitarios (Feldmeyer et al., 2019). La influencia de Whyte sobre la escala de eficacia colectiva de Sampson et al. (1997) se evidencia en el ítem “If a group of neighborhood children were skipping school and hanging out on a street corner” que usa específicamente los términos de “skipping school” y “street corner” para referirse a los miembros de la pandilla y diferenciar a estos de los jóvenes alejados de la delincuencia. Dado que en España la presencia de bandas juveniles no

alcanza la magnitud que tuvieron en los Estados Unidos, especialmente a mediados del Siglo XX, la capacidad y disposición de la comunidad local para controlar el comportamiento de los “jóvenes de la esquina” no es tan relevante para la eficacia colectiva. Los ítems más significativos para en el instrumento propuesto para España difieren, sobre todo en la dimensión de control social informal, de aquellos que originalmente formularon Sampson y otros autores. Este hallazgo sugiere la necesidad de adaptar el instrumento de medida a contextos concretos. Y todo esto porque, a pesar de que se componga de las mismas o similares dimensiones, la eficacia colectiva debe medirse con ítems aplicados al contexto socio-cultural.

En otro orden de cosas, el presente estudio adolece de un conjunto de limitaciones que es necesario señalar. En primer lugar, las puntuaciones obtenidas de la escala pueden ser parcialmente resultado de un sesgo de selección de los vecindarios, al haberse incluido en el estudio solo aquellos barrios con una población superior a los cuatro mil habitantes. Futuras investigaciones podrían repetir los análisis con un proceso de selección aleatoria de las unidades espaciales objetos de estudio, teniendo todas las barriadas la misma probabilidad de ser seleccionadas para el análisis. En segundo lugar, cabe advertir que la fase de pre-test tiene un carácter exclusivamente cuantitativo, en la medida en que se ha detenido en garantizar si las respuestas al instrumento producían mediciones fiables. Si bien se ha ofrecido la oportunidad a los encuestados en esta fase para que propusieran mejoras en la redacción de los ítems, esto no es en absoluto suficiente para evaluar la extensión con la que las preguntas reflejan el dominio estudiado. Futuros trabajos podrían realizar entrevistas cognitivas (Boateng et al., 2018) y grupos de discusión para asegurar que los ítems son significativos para la población estudiada. Además, debido a que el análisis factorial sugirió la eliminación de algunos ítems, y puesto que se ha planteado que esto puede deberse a diferencias socio-culturales, la realización de grupos de discusión y entrevistas cognitivas serían útiles para observar si la eficacia colectiva tiene un significado distinto en España y en otros países de la Europa mediterránea.

En tercer lugar, aunque los resultados alcanzados posibilitan afirmar que las puntuaciones que se obtengan de la escala son fiables, no se ha llevado a cabo un proceso completo de adaptación y validación del instrumento al contexto español. Si bien esto no constituye el objetivo del artículo, futuras investigaciones podrían analizar la validez y fiabilidad de la encuesta para disponer de un instrumento validado que mida la eficacia colectiva en España.

Pese a las limitaciones anteriores, este artículo contribuye a la literatura en el campo del estudio ecológico del delito a través de la propuesta y exploración de un instrumento de medición de la eficacia colectiva. Esto supone un importante punto de partida para ampliar un campo poco desarrollado en la literatura española, y permite obtener mediciones de un recurso comunitario mediante el empleo de una escala que parece prometedora también en el contexto español.

Referencias bibliográficas

- Ankur, J., Saket, K., Chandel, S., & Pal, D.K. (2015). Likert Scale: Explored and Explained. *British Journal of Applied Science Technology*, 7(4), 396-403.
- Armstrong, T. A., Katz, C. M., & Schnebly, S. M. (2015). The Relationship Between Citizen Perceptions of Collective Efficacy and Neighborhood Violent Crime. *Crime & Delinquency*, 61(1), 121-142.

<https://doi.org/10.1177/0011128710386202>

- Bandura, A. (1997). *Self efficacy: The exercise of control*. W. H. Freeman and Company.
- Bellair, P. (2017). Social Disorganization theory. *Oxford research encyclopaedia of criminology and criminal justice*. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190264079.013.253>
- Bisquerra, R., & Pérez-Escoba, N. (2015). ¿Pueden las escalas Likert aumentar en sensibilidad? *REIRE, Revista d'Innovació i Recerca en Educació*, 8(2), 129-147. <https://doi.org/10.1344/reire2015.8.2.828>
- Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quinonez, H. R., & Young, S. L. (2018). Best Practices for Developing and Validating Scales for Health, Social, and Behavioral Research: A Primer. *Frontiers in Public Health*, 6, 149. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149>.
- Browning, C.R., Feinberg, S.L., & Dietz, R. (2004). The paradox of social organization: network, collective efficacy and violent crime in urban neighborhoods. *Social forces*, 83(2), 503-534.
- Browning, C. R., Byron, R.A., Calder, C.A., Krivo, L.J., Keiwan, M., Lee, J.Y., & Peterson, R.D. (2010). Commercial density, residential concentration and crime: land use patterns and violence in neighborhood context. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 47(3), 329-357.
- Bursik, R. J., & Grasmick, H.G. (1993). *Neighborhoods and Crime: The Dimensions of Effective Community Control*. Lexington Books.
- Bursik, R.J. (2006). Rethinking the Chicago School of criminology: a new era of immigration. En R. Martínez & A. Valenzuela (Eds.). *Immigration and crime: race, ethnicity, and violence* (pp. 20-35). New York University Press.
- Calleja, N. Reskala Sánchez, F.J. Rivera-Fong, L., & Buenrostro Mercado, D. (2019). Efecto del número de opciones de respuesta en las propiedades psicométricas de cuatro escalas psicosociales. *Revista de Psicología y Ciencias del Comportamiento de la Unidad Académica de Ciencias Jurídicas y Sociales*, 10(2), 100-113. <https://doi.org/10.29059/rpcc.20191126-94>
- Cox, E. P. (1980). The Optimal Number of Response Alternatives for a Scale: A Review. *Journal of Marketing Research*, 17(4), 407-422. <https://doi.org/10.1177/002224378001700401>
- Elliott, D. S., Wilson, W. J., Huizinga, D., Sampson, R. J., Elliott, A., & Rankin, B. (1996). The effects of neighborhood disadvantage on adolescent development. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 33(4), 389-426. <https://doi.org/10.1177/0022427896033004002>
- Feldmeyer, B., Madero-Hernandez, A., Rojas-Gaona, C. E., & Sabon, L. C. (2019). Immigration, collective efficacy, social ties, and violence: Unpacking the mediating mechanisms in immigration effects on neighborhood -level violence. *Race and Justice*, 9(2), 123-150. <https://doi.org/10.1177/2153368717690563>
- Ferrando, P.J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial técnica de investigación en sociología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Figueiredo, B. (2014). Social disorganization theory and crime. Searching for the determinants of crime at the community level. *Latin American Research Review*, 49(3), 218- 230.
- Finstad, K. (2010). Response interpolation and scale sensitivity: evidence against 5-points scales. *Journal of usability studies*, 5(3), 104-110.
- Frías-Navarro, D., & Pascual-Soler, M. (2012). Prácticas del análisis factorial exploratorio (AFE) en la investigación sobre conductas del consumidor y marketing. *Suma Psicológica*, 19(1), 45-58.
- Gau, J.M., & Pratt, T.C. (2008). Broken windows or windows dressing? Citizens' (in)ability to tell the difference between disorder and crime. *Criminology & public policy*, 7(2), 163-194.
- González-Alonso, J.A. (2015). Cálculo e interpretación del alfa de Cronbach para el caso de validación de la consistencia interna de un cuestionario con dos posibles escalas tipo Likert. *Revista Publicando*, 2(1), 62-77.

- Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L., & Black, W.C. (2004). *Análisis Multivariante*. Madrid: Pearson.
- Hoy, W. K., Sweetland, S. R., & Smith, P. A. (2002). Toward an organizational model of achievement in high schools: The significance of collective efficacy. *Educational Administration Quarterly*, 38(1), 77-93.
- Kornhauser, R. (1978). *Social Sources of Delinquency. An appraisal of analytic models*. University of Chicago Press.
- Kubrin, C.E., & Mioduszewski, M.D. (2019). Social Disorganization Theory: Past, Present and future. In M.D. Krohn, N. Hendrix, G. Penly Hall & A.J. Lizotte (Eds.). *Handbook on Crime and Deviance* (pp. 197-212). Springer.
- Leung, S. (2011). A Comparison of Psychometric Properties and Normality in 4-, 5-, 6-, and 11-Point Likert Scales. *Journal of Social Service Research*, 37 (4), 412-421, <https://doi.org/10.1080/01488376.2011.580697>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods* 38, 88-91. <https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- Lowerkamp, C.T., Cullen, F.T., & Pratt, T.C. (2003). Replicating Sampson and Groves test of Social Disorganization Theory: revisiting a criminological classic. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 40(4), 351-373. <https://doi.org/10.1177/0022427803256077>
- Makridis, C. A., & Wu, C. (2021). How social capital helps communities weather the COVID-19 pandemic. *PLoS one*, 16(1). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0245135>
- Mardia, K.V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57 (3), 519-530.
- Markowitz, F. E., Bellair, P.E., & Liu, J. (2001). Extending social disorganization theory: modeling the relationships between cohesion, disorder and fear. *Criminology*, 39(2). 293-320.
- Matas, A. (2018). Diseño del formato de escalas tipo Likert: un estado de la cuestión. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 20(1), 38-47. <https://doi.org/10.24320/redie.2018.20.1.1347>
- Matell, M. S., & Jacoby, J. (1972). Is there an optimal number of alternatives for Likert-scale items? Effects of testing time and scale properties. *Journal of Applied Psychology*, 56 (6), 506-509. <https://doi.org/10.1037/h0033601>
- Morenoff, J. D., Sampson, R. J., & Raudenbush, S. W. (2001). Neighborhood inequality, collective efficacy, and the spatial dynamics of urban violence. *Criminology*, 39(3), 517-558.
- Nunnally, J.C., & Bernstein, I.H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGrawHill.
- Oliden, P.E., & Zumbo, B.D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema*, 20 (4), 896-901.
- Ortiz García, J. & Rufo Rey, M.A. (2020). Percepción de inseguridad en los barrios y eficacia colectiva: un estudio de caso. *Anuario de la Facultad de Derecho: Universidad de Extremadura*, 36, 757-795. <https://doi.org/10.17398/2695-7728.36.757>
- Padilla, M. A., & Divers, J. (2016). A comparison of composite reliability estimators: coefficient omega confidence intervals in the current literature. *Educational and Psychological Measurement*, 76 (3), 436-453. <https://doi.org/10.1177/0013164415593776>
- Pakmehr, S., Yazdanpanah, M., & Baradaran, M. (2020). How collective efficacy makes a difference in responses to water shortage due to climate change in southwest Iran. *Land Use Policy*, 99, 104798.
- Pedrero-Pérez, E.J., López-Durán, A., & Fernández-del Río, E. (2012). Dimensiones Factoriales del cuestionario de Millon (MCMI-II) en adictos a sustancias. *Psicothema*, 24 (4), 661-667.
- Pérez, E.R., & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.

- Pizarro, K., & Martínez, O. (2020). Análisis factorial exploratorio mediante el uso de las medidas de adecuación muestral kmo y esfericidad de bartlett para determinar factores principales. *Journal of Science and Research*, 5, 903 - 924. <https://doi.org/10.5281/zenodo.4453224>
- Porrás, J. C. (2016). Comparación de pruebas de normalidad multivariada. *Anales Científicos*, 77 (2), 141-146. <https://doi.org/10.21704/ac.v77i2.483>
- Pratt, T.C., & Cullen, F.T. (2005). Assessing macro-level predictors and theories of crime: A Meta-Analysis. *Crime and Justice*, 32, 373-450.
- Ramos, M., & Plata, W. (2015). Correlación Policórica en el Análisis de Factores con Variables Ordinales. *ESPOL*, 13(1), 37-42.
- Sampson, R.J. (1991). Linking the micro- and macrolevel dimensions of community social organization. *Social Forces*, 70(1). 43-64.
- Sampson, R. J. (2012). *Great American City: Chicago and the Enduring Neighborhood Effect* . University of Chicago Press.
- Sampson, R.J. (2013). The place of context: A theory and strategy for criminology's hards problems. *Criminology*, 51(1). 1-33.
- Sampson, R. J. (2017). Collective Efficacy Theory: Lessons Learned and Directions for Future Inquiry. In. F.T. Cullen, J.P.Wright and K.R. Blevins(eds.). *Taking Stock: The Status of Criminological Theory* (pp. 149-167). Transaction Publisher .
- Sampson, R.J. (2018). Social ecology and collective efficacy. En. S. Henry. (Dir.). *The Essential Criminology Reader* (pp. 132-140). Routledge.
- Sampson, R. J. & Groves, W. B. (1989). Community structure and Crime: testing social-disorganization theory. *American Journal of Sociology*, 94(4). 774-802.
- Sampson, R.J., Raudenbush, S.W., & Earls, F. (1997). Neighborhood 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.J, & Graif, C. (2009). Neighborhood social capital as differential social organization. Resident and leadership dimensions. *American Behavioral Scientist*, 52(11). 1579-1605. <https://doi.org/10.1177/000276420933152>
- Sandoval-Díaz, J., Neumann, P., & Rey Clericus, R. (2021). Adaptación y validación preliminar de la Escala teoría cultural de cosmovisiones ambientales en población chilena. *Revista. CES Psicología*, 14 (1), 16-35.
- Schnell, C. (2017). *Exploring "the criminology of place". in Chicago: A multi-level analysis of the spatial variation in violent crime across micro-places and neighborhoods* [doctoral thesis, Rutgers University]. Rutgers University Community Repository: <https://rucore.libraries.rutgers.edu/rutgers-lib/54150/>
- Shaw, C. R., & McKay, H. D. (1942). *Juvenile delinquency and urban areas*. University of Chicago Press.
- Sutherland, E.H. (2018). Rejecting individualism. The Chicago School. In J.R. Lilly, F.T. Cullen and R.A. Ball(eds.). *Criminological theory: Context and consequences* (pp. 33-51). Sage publications.
- Uchida, C.D., Swatt, ML., Solomon, SE., & Varano, S. (2014) *Neighborhoods and crime: collective efficacy and social cohesion in Miami-Dade County* . Executive Summary, Final Report submitted to the National Institute of Justice.
- Ventura-León, J.L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15 (1), 625-627.
- Weisburd, D., Groff, E.E., & Ming Yang, S. (2012). *The Criminology of Place: street segments and our understanding of the crime problem* . Oxford University Press.
- Whyte, W. F. (1941). Corner Boys: a study of clique behavior. *The American Journal of Sociology*, 46(5), 647-664.

Wilson, W.J. (1987). *The Truly Disadvantaged*. Chicago, IL: University of Chicago Press.

Zhang, Y., Xiong, Y., Lee, T. J., Ye, M., & Nunkoo, R. (2021). Sociocultural sustainability and the formation of social capital from community-based tourism. *Journal of Travel Research*, 60 (3), 656-669. <https://doi.org/10.1177/004728752093336>

Agradecimientos

Agradezco a todas las barcelonesas y barceloneses que completaron la encuesta telefónica su tiempo y disposición para contribuir a este estudio. También a los miembros del área de Derecho Penal de la Universidad de Cádiz y al equipo Decanal de la Facultad de Derecho de la misma Universidad por su apoyo en la financiación del trabajo de campo. Pero especialmente, por su apoyo emocional.

Financiamiento

La realización de las 590 encuestas telefónicas ha sido posible gracias a la financiación procedente del Área de Derecho Penal de la Universidad de Cádiz, de la Facultad de Derecho y del Plan Propio de Investigación de la misma Universidad.

Autores

Diego J. Maldonado-Guzmán es Doctor en Ciencias Sociales, Criminológicas y del Comportamiento por la Universidad de Cádiz, y Profesor Sustituto Interino del Área de Penal de la citada Universidad.

APÉNDICE.

Versión del instrumento (24 ítems) antes de la fase de pre-test.

BLOQUE 0. CUESTIONES SOCIODEMOGRÁFICAS

1. Género

Hombre

Mujer

2. Edad

Entre 16 y 29 años

Entre 30 y 45 años

Entre 46 y 64 años

65 años o más

3. Nombre del barrio donde reside (si no lo conoce, por favor, marque la última opción de esta lista

4. En caso de no conocer el barrio en el que reside, por favor, indique su Código Postal (Por favor, responda a esta pregunta SOLO si antes indicó que no conoce el barrio donde se ubica su vivienda).

5. Aproximadamente ¿Qué tiempo lleva viviendo en el barrio?

Menos de un año

Entre 1 y 5 años

Más de 5 años

APÉNDICE.**Primera versión del cuestionario (24 ítems) antes de la fase de pretest.****BLOQUE I. VOLUNTAD DE INTERVENIR**

A continuación, se le plantean una serie de situaciones que podrían ocurrir en su barrio. Por favor, indique cuánto de probable es que algún vecino o vecina haga algo para evitar esas situaciones o incidentes, siendo 1 totalmente improbable y 10 totalmente probable.

1. **Imagine que alguien está intentando robar en una casa de su barrio ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (llamar la atención, avisar a la policía o enfrentarse, por ejemplo)**

Totalmente Improbable									Totalmente Probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

2. **Imagine que alguien ha aparcado en doble fila o en una plaza para discapacitados ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (llamar la atención, avisar a la policía o enfrentarse, por ejemplo).**

Totalmente Improbable									Totalmente Probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

3. **Imagine que hay un grupo de menores de edad bebiendo alcohol en la calle o consumiendo otro tipo de sustancias tóxicas ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (llamar la atención, avisar a la policía o enfrentarse, por ejemplo)**

Totalmente Improbable									Totalmente Probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

- 4. Imagine que algunos niños o niñas están pintando un graffiti en la pared de un edificio del barrio ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (llamar la atención, avisar a la policía o enfrentarse, por ejemplo)**

Totalmente Improbable									Totalmente Probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

- 5. Imagine que se produce una pelea frente a su casa y alguien está siendo golpeado o amenazado ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (llamar la atención, avisar a la policía o enfrentarse, por ejemplo)**

Totalmente Improbable									Totalmente Probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

- 6. Imagine que un niño o niña está insultando a un adulto ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (llamar la atención, avisar a la policía o enfrentarse, por ejemplo).**

Totalmente Improbable									Totalmente Probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

- 7. Imagine que un grupo de niños del barrio no acuden a clase y están pasando el rato en la calle ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (llamar la atención, avisar a la policía o enfrentarse, por ejemplo)**

Totalmente Improbable									Totalmente Probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

8. Imagine que alguien en su calle pone la música muy alta ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (llamar la atención, avisar a la policía o enfrentarse, por ejemplo).

Totalmente Improbable									Totalmente Probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

9. Imagine que se está vendiendo droga en su calle ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (llamar la atención, avisar a la policía o enfrentarse, por ejemplo)

Totalmente Improbable									Totalmente Probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

BLOQUE II. COHESIÓN SOCIAL

A continuación, le muestro una serie de afirmaciones sobre su barrio. Por favor, indique si usted está de acuerdo o no con cada una de esas afirmaciones, siendo 1 que está absolutamente en desacuerdo y 10 absolutamente de acuerdo.

10. Mi barrio es una buena zona para que los niños y niñas crezcan

Absolutamente en desacuerdo									Absolutamente de acuerdo
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

11. La gente que vive en mi barrio es, en general, amigable

Absolutamente en desacuerdo									Absolutamente de acuerdo
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

12. Estoy contento o contenta de vivir en mi barrio

Absolutamente en desacuerdo					Absolutamente de acuerdo				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

13. Se puede confiar en la gente de mi barrio

Absolutamente en desacuerdo					Absolutamente de acuerdo				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

14. La gente de mi barrio está dispuesta a ayudar a sus vecinos y vecinas

Absolutamente en desacuerdo					Absolutamente de acuerdo				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

15. El barrio en el que vivo está muy unido

Absolutamente en desacuerdo					Absolutamente de acuerdo				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

16. En general, la gente de mi barrio se lleva bien

Absolutamente en desacuerdo					Absolutamente de acuerdo				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

17. La gente en este barrio comparte los mismos valores

Absolutamente en desacuerdo					Absolutamente de acuerdo				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

18. Normalmente me paro y hablo con la gente de mi barrio

Absolutamente en desacuerdo					Absolutamente de acuerdo				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

19. La mayoría de la gente con la que me cruzo en mi barrio me resulta familiar

Absolutamente en desacuerdo					Absolutamente de acuerdo				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

BLOQUE III. CAPACIDAD PARA EL CONTROL SOCIAL

A continuación, se le plantean una serie de situaciones que podrían ocurrir en su barrio. Por favor, indique cuánto de probable es que algún vecino o vecina haga algo para evitar esas situaciones o incidentes, siendo uno totalmente improbable y 10 totalmente probable.

20. Imagine que hay un bache grande en la calle que necesita ser reparado ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (quejarse al ayuntamiento u organizar una manifestación, por ejemplo).

Totalmente improbable					Totalmente probable				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

21. Imagine que la gente del barrio arroja grandes elementos a la basura (muebles, colchones, etc.) en los parques o callejones ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (recoger él o ella mismo los residuos o llamar al teléfono de civismo, por ejemplo)

Totalmente improbable									Totalmente probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

22. Imagine que existen personas ejerciendo la prostitución en el barrio ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (quejarse al ayuntamiento, organizar una manifestación o llamar a la policía, por ejemplo)

Totalmente improbable									Totalmente probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

23. Imagine que el Ayuntamiento de Barcelona está pensando recortar fondos para un centro comunitario en el barrio ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (manifestarse o recoger firmas, por ejemplo).

Totalmente improbable									Totalmente probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

24. Imagine que el Ayuntamiento de Barcelona está pensando cerrar un centro de salud cerca de su casa ¿Cuánto de probable es que algún vecino suyo haga algo al respecto? (manifestarse o recoger firmas, por ejemplo)

Totalmente improbable									Totalmente probable
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10