
ARTÍCULOS / ARTICLES

LA DINÁMICA ESPACIAL DE LA COCA EN COLOMBIA DURANTE 2012-2016: ¿CÓMO UNA HIDRA?¹

Ricardo Rocha García
Universidad Nacional de Colombia
ricardorochagarcia@yahoo.es
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-6558-759X>

Recibido: 07/05/2019; Aceptado: 10/03/2022; Publicado: 04/07/2022

Cómo citar este artículo/citation: Rocha García, Ricardo (2022). La dinámica espacial de la coca en Colombia durante 2012-2016: ¿Cómo una hidra?. *Estudios Geográficos*, 83 (292), e096. <https://doi.org/10.3989/estgeogr.2022104.104>

RESUMEN: Una aproximación empírica a la eficacia y eficiencia de las políticas de control de los cultivos de coca: aspersión aérea, erradicación manual, desarrollo alternativo y la interdicción. Lo primero según un modelo espacial de datos de panel, desagregando la expansión según las contribuciones al contagio espacial de las políticas de control y su efecto balón, así como de factores exógenos. Mientras lo segundo, mediante la simulación de réplicas espaciales o efectos de largo plazo se sugieren diferencias de eficiencia entre los instrumentos de política.

PALABRAS CLAVE: coca, efecto balón, políticas de drogas, econometría espacial, panel de datos

SPATIAL DYNAMICS OF COCA CROPS IN COLOMBIA FOR 2012-2016: LIKE A HYDRA?

ABSTRACT: An empirical approach to the efficacy and efficiency of coca crops control policies: aerial spraying, manual eradication, alternative development and interdiction. The first one according to a spatial model of panel data, the expansion was explained by spatial contagion and control policies included the balloon effect, and exogenous factors. Secondly, the simulation of spatial replications or long-term effects would suggest differences between policy instruments.

KEY WORDS: coca crops, balloon effect, drugs policy, spatial econometrics, panel data, Colombia

1 Versiones preliminares se beneficiaron de los valiosos comentarios recibidos por parte de dos evaluadores anónimos consultados por la revista, así como de Alexander Rocha, Marcos Herrera, Hernando Zuleta, Daniel Rico, Fernando Mesa, Sergio Uribe, Sioux Melo, Rafael Colón, Daniel Wiesner y a los asistentes al seminario del Departamento Nacional de Planeación. Los errores, opiniones y omisiones son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen a las personas e instituciones aquí mencionadas. Comentarios: ricardorochagarcia@yahoo.es

INTRODUCCIÓN

Durante 2012-2016 la superficie de la coca en Colombia retornó a su extensión de comienzos del siglo luego de haber alcanzado su menor registro, en una expansión irradiada desde los clústeres tradicionales y relativamente concentrada. Al tiempo que se derivaron de las negociaciones de paz expectativas favorables al cultivo por el desescalamiento de la erradicación y el anuncio de la sustitución compensada, permitiendo emerger las dinámicas espaciales latentes. Por consiguiente, haciendo este período particularmente propicio para analizar la efectividad de las políticas y su interacción territorial, tal como es el principal objetivo de esta investigación independiente.

Desde la inserción de Colombia al narcotráfico la coca se ha reportado y erradicado en casi la mitad de sus municipios, y en términos de superficies su área de influencia ha podido afectar hasta una cuarta parte del territorio nacional y la mitad de la frontera agrícola. Un resultado de la simbiosis con la colonización campesina, la financiación del conflicto armado y también de políticas antinarcóticos intensivas en instrumentos transitorios y metas de corto plazo, las cuales perpetúan las condiciones de marginalidad y requirieron nuevas intervenciones sin sostenibilidad de resultados, debido a la mutua causalidad o endogeneidad entre los cultivos y los instrumentos de política.

Se han configurado aglomeraciones en clústeres donde el cultivo encontró facilidades en la mayor marginalidad y seguridad para la producción, transformación y comercialización. También como suele ocurrir con otras intervenciones de política criminal, el control de los cultivos ha suscitado el desbordamiento espacial o efecto balón, ocasionando la emigración espacial. Además, la vecindad a la coca ha permitido el contagio territorial dependiendo de la vulnerabilidad de las condiciones locales. Unas dinámicas espaciales que determinan la efectividad y sostenibilidad de las políticas y que deberían ser consideradas en su diseño, implementación y evaluación.

A continuación, se presentan los principales resultados del trabajo realizado durante el primer trimestre de 2018 cuyo texto se encuentra estructurado en las siguientes cuatro secciones. En la primera se reseña sucintamente la literatura consultada sobre las dinámicas espaciales del cultivo de la coca y las políticas relacionadas en Colombia. En la siguiente sección se presentan los hechos estilizados o descripción de información consultada, haciendo énfasis en su naturaleza geográfica. En la tercera sección, se estima la relación entre los resultados y las políticas mediante

un modelo espacial de datos de panel, conmensurando las explicaciones por distancias y poblaciones, desagregando los efectos del contagio de la coca, de la mitigación por parte de las políticas, del efecto balón y de los factores exógenos al modelo. Por último, una sección de conclusiones.

1. ANTECEDENTES

La dinámica espacial de la coca ha sido objeto de preocupación y estudio en Colombia desde la sustitución de importaciones de base de cocaína en los años 90. Un tema acuciante por las trascendentales consecuencias sobre la estabilidad sociopolítica y macroeconómica del país. Aunque el monitoreo de cultivos ha permitido identificar patrones espaciales y establecer correspondencias con las políticas y condiciones locales, su análisis dinámico ha sido incipiente, como también su consideración en el diseño de la política de control.

Un resultado atribuible al privilegio de la evaluación de metas e instrumentos de corto plazo, tornado endógenas las políticas y limitando sus alcances.

Durante el período analizado las políticas de control de los cultivos de coca comprendieron fundamentalmente: la aspersión aérea realizada por el programa de erradicación con glifosato, PECIG; la erradicación manual llevada a cabo por el programa de Grupos Móviles de Erradicación; el programa de desarrollo alternativo fundamentado en asistencia técnica y una transferencia económica para las familias inscritas en los programas de Familias Guardabosques; la interdicción de la producción y comercialización, a través de la destrucción de laboratorios y la incautación de insumos y la producción realizadas por las Fuerzas Armadas.

Durante 2012-2016 la política de control de los cultivos de coca experimentó una transición desde la política de cero coca hacia el énfasis en el desarrollo rural. La primera condicionaba el desarrollo alternativo y la provisión de bienes públicos a la erradicación y fue establecida por el Consejo Nacional de Política Económica y Social, en el documento CONPES 3218 de 2003 y articulada al Plan Nacional de Consolidación Territorial por el documento CONPES 3669 de 2010, una estrategia de intervención secuencial en los territorios con cultivos de coca, desde el control militar y la erradicación hasta la oferta de bienes públicos y el desarrollo rural.

En 2012 el Gobierno de Colombia y las FARC, una guerrilla que se apoyaba financiera y políticamente en los cultivos de coca, iniciaron las negociaciones del acuerdo de paz que se firmaría en 2016. En 2014

se anunció un preacuerdo para reorientar la política de control de los cultivos hacia el desarrollo rural y la sustitución compensada, la aspersión de los parques nacionales fue suspendida y en 2015 en todo el país. En 2017 se inició la sustitución compensada y se retomó la erradicación manual. En 2018 se lanzó la política Ruta Futuro, la cual retomó la erradicación y la sustitución compensada, así como la priorización de los principales territorios cocaleros.

Al interior de las municipalidades usualmente se cosechan nuevos lotes junto con el reciclaje de lotes antiguos, es decir, a través de una mezcla de aglomeración y propagación. Entre 2007 y 2016 considerando una cuadrícula con áreas de 25 km², la coca habría afectado un territorio de casi 24 millones de hectáreas, una cuarta parte del territorio nacional, de las cuales un 36% habría sido de manera intermitente y un 22% permanente, mientras durante los últimos tres años un 22% fue abandonado por la coca y un 5% por primera vez (Oficina de Naciones Unidas contra la Droga y el Delito, UNODC 2017, p. 32).

Durante los años 90 la expansión de las superficies de 50 mil a 163 mil hectáreas (ha) se caracterizó por una aglomeración espacial en los departamentos de Guaviare, Meta y Caquetá al suroccidente, en Nariño y Putumayo próximos a la frontera con el Ecuador, así como en Bolívar y Santander del Norte, en cercanía a la frontera con Venezuela. Para 2012 y luego de activa implementación de políticas, la superficie se redujo a 48 mil hectáreas, pero habiéndose dispersado en veintitrés departamentos. En 2016 tras el desescalamiento de las políticas de control y el repunte a 146 mil ha, estas se concentraban en un 63% en Nariño, Putumayo y Norte de Santander, cuando un lustro atrás su participación era del 44%.

De esta manera, el cultivo también habría buscado ventajas en productividad y reducción de costos que permiten las economías de aglomeración espacial (Krugman 1992, p 42) con explicaciones por el lado de las políticas antinarcóticos y factores de índole estructural.

Para 2005-2007 utilizando información municipal y econometría espacial, donde las superficies de coca se estimaban en función de su rezago espacial, multiplicando por una matriz de distancias inversa, la implementación por separado de políticas contribuía a mitigar la propagación, pero su integralidad ofrecía mejores resultados, y cuando se realizaba desagregaciones a escala regional los resultados mostraron heterogeneidad (Rocha *et al.* 2009, p. 41).

Durante 2000-2008 la concentración de los cultivos se redujo según el índice de GINI, una medida convencional de concentración, la cual se atribuyó a las políticas de control (Mejía y Rico 2010, p. 8). Un hecho que habría estado acompañado de una dispersión espacial del cultivo y que para el período en estudio se abordará con una medida de correlación espacial que considera la dimensión geográfica de la proximidad municipal.

Mientras que utilizando explicaciones estructurales a la vulnerabilidad de los territorios a la coca, las estimaciones econométricas también sugerirían la dinámica de dispersión o contagio como patrón nacional, donde el conflicto ambiental en el uso del suelo y del agua favorecían la propagación, mientras que la dotación de infraestructura y la mejora en los estándares de vida la mitigaban, aproximados a través de un índice de vulnerabilidad de la población a vincularse a la coca, estimado como la proporción de población local parecida a los cocaleros (Rocha, 2011, p. 195).

Otro estudio identificó para 2010-2014 municipios vulnerables según condiciones socioeconómicas, naturales y del conflicto interno, combinando modelos probabilísticos y procesos de selección automatizada, encontró que casi la mitad de los nuevos municipios productores, continuarían siéndolo en 2016 (Moreno 2018, p. 21).

Además, la dinámica espacial del contagio fue formalizada matemáticamente a través de un modelo epidemiológico SIR (Bermúdez 2013, p. 15), donde la vulnerabilidad territorial al contagio de la coca es replicable mediante sistemas de ecuaciones diferenciales ordinarias dinámicas, interactuando tres clases de territorios: los susceptibles o vulnerables al contagio del cultivo (S), los contagiados con cultivos (I) y los recuperados o ya inmunes al contagio (R).

Allí se experimentan transiciones desde la susceptibilidad o vulnerabilidad hacia el contagio $S \rightarrow I$ con una tasa de contagio β_1 , debido a la diáspora de cocaleros por el efecto balón o por la incursión de cultivadores locales buscando beneficios; desde el contagio hacia recuperación, $I \rightarrow R$ con una tasa de recuperación, pero a diferencia del modelo estándar SIR, una vez recuperado del contagio el territorio no queda inmunizado, correspondiéndole una tasa de recaída o resiembra, β_2 , para la transición de $R \rightarrow S$.

De acuerdo con este modelo la dinámica espacial de los cultivos de coca tiende hacia un equilibrio endémico, donde abundan los municipios con cultivos y la tasa de resiembra supera tanto la del contagio,

como la tasa de recuperación, con $\beta_2 > \beta_1$, ρ . Entonces matemáticamente la sugerencia sería reducir β_2 , la tasa de resiembra, como una opción de política que requeriría intervenir las condiciones territoriales que explican de vulnerabilidad al cultivo.

También en documentos de política la dinámica espacial ha sido mencionada tanto en el diagnóstico como en la instrumentación. El documento del Consejo Nacional de Política Económica y Social (CONPES) 3218 de 2003 hacía referencia a los cocaleros como una población flotante que recorría el país en busca de ingresos y que sería atendida por el desarrollo alternativo. Luego en el CONPES 3669 de 2010 se propuso priorizar zonas de contención para evitar la relocalización o efecto balón mediante la erradicación manual. La aspersión se aplicó principalmente donde la erradicación manual no era factible, mientras el desarrollo alternativo se condicionó donde ya se había erradicado o no había cultivos de coca.

Así las dinámicas espaciales de la coca se tornaron endógenas a la política antinarcóticos, dado que se hizo énfasis en indicadores, metas e instrumentos de corto plazo, con efectos transitorios y limitada sostenibilidad (Rocha 2016, p. 34). De hecho, la estimación de un modelo dinámico de datos de panel para 1999-2016 y 543 municipios vulnerables a la coca, considerando las relaciones de endogeneidad y temporalidad, reveló en sus resultados una elevada inercia de la coca y exogeneidades anuales, las cuales fueron mitigadas parcialmente por los efectos rezagados de la erradicación y del desarrollo alternativo, quedando pendiente de intervenir sus determinantes estructurales (Rocha 2018, p. 16).

Recientemente, el repunte del área ha sido atribuido a las favorables expectativas para la siembra que se habrían derivado de las negociaciones de paz entre el Gobierno y las FARC (UNODC 2015, p. 13).

De hecho, la sustitución compensada había reportado efectos indeseados en otros contextos. En Bolivia entre 1986 y 1997 los programas de erradicación de la coca incorporaban una compensación económica al campesino, trajeron incentivos opuestos a la reducción, induciendo nuevas siembras tras la ayuda del Gobierno (Rocha 2005, p. 25). En Afganistán el programa de sustitución compensada de la amapola durante 2002-2003, resultó en mayores superficies debido a los problemas de focalización, corrupción y de riesgo moral, muchos beneficiarios no eran productores y otros continuaron con los cultivos tras los beneficios (Felbab-Brown 2010, p. 138).

La erradicación y el desarrollo alternativo se desescalaron, como antesala a la implementación de la nueva estrategia intensiva en desarrollo rural prevista en las negociaciones de paz. Además, la estructura de acopio y comercialización permaneció relativamente incólume ante la interdicción de laboratorios y producción, a juzgar por la relativa estabilidad los precios de la base y la cocaína, (UNODC 2017, p. 70). También se sabe que mientras se anunciaba la desmovilización de la guerrilla, aparecían disidencias en los territorios cocaleros y arribaban grupos armados y de criminalidad organizada ligada directamente al narcotráfico internacional. En efecto, entre 2013 y 2015 el incremento de la coca se presentó en municipios con presencia de uno o más grupos armados y donde la pobreza era más aguda (Zuleta 2017, p. 14).

La expansión del cultivo de la coca ha suscitado preocupaciones por el reescalamiento de sus adversas repercusiones sociopolíticas (Rocha 2011, p.107). De hecho para el período analizado se estima que el valor agregado de la cocaína podría haber representado entre 0.9% y 2.5% del PIB (Montenegro et al., 2019, p.40) y a partir del 2015 las utilidades de las exportaciones pudieron haber compensado parcialmente la caída de las exportaciones petroleras en aproximadamente un 85% (Arias 2019, p. 34).

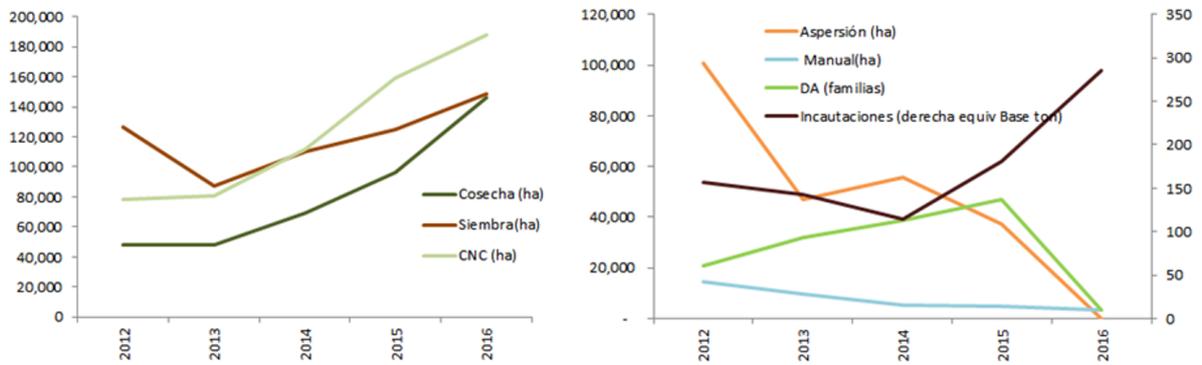
De esta manera, durante el período analizado la expansión de cultivos ilícitos correspondería a dinámicas espaciales latentes, las cuales habrían emergido durante la anunciada transición de la política hacia la sustitución compensada, el desarrollo rural y la interdicción.

2. HECHOS ESTILIZADOS

El período 2012-2016 inicia con 48 mil ha, el nivel más bajo de la coca cosechada (sembrada neta de erradicación) desde que se disponen de las estadísticas de UNODC, y culmina con una superficie cercana a las 160 mil reportadas en 1999. Este período estuvo precedido de tendencias descendentes tanto en áreas como en la implementación de los diferentes instrumentos de las políticas antinarcóticos. Entre 2012 y 2016 las trayectorias de las superficies de coca y de los principales instrumentos de política (Gráfica 1) mostraron tendencias encontradas. Mientras que las superficies retornaban a los niveles de comienzo de siglo, la erradicación y el desarrollo alternativo declinaron hasta la postración, en contraste con la interdicción.

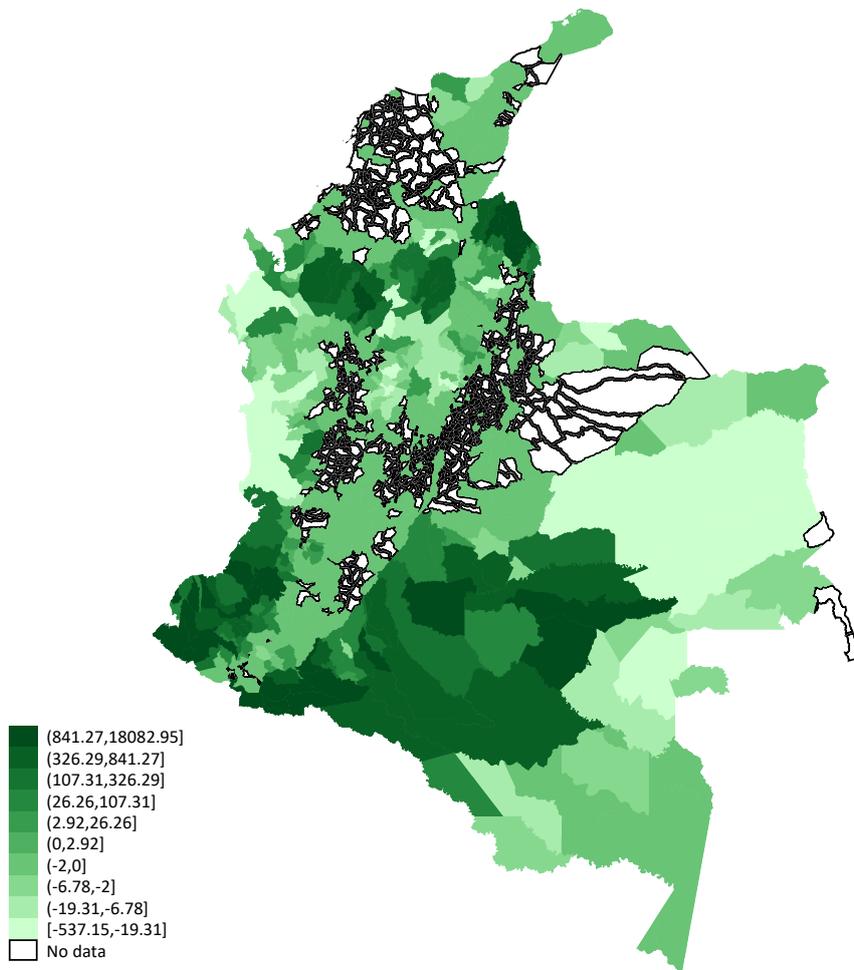
Entre 2012-2016 la superficie cosechada, en 543 municipios donde se han reportado y erradicado coca desde 1999, experimentó cambios en su distribución

GRÁFICA 1
SUPERFICIES DE COCA E INSTRUMENTOS DE POLÍTICA 2012-2016



Fuente: Observatorio de Drogas de Colombia. Elaboración propia

MAPA 1
COCA COSECHADA VARIACIÓN MUNICIPAL ENTRE 2012 Y 2016 (HA)



Fuente: UNODC. Elaboración propia usando SPMAP y cartografía del Instituto Geográfico Agustín Codazzi a escala 1:100.000. Diseño coroplético, donde toda la superficie municipal se colorea según la escala de la cosecha de coca. <https://geoportal.igac.gov.co/contenido/datos-abiertos-cartografia-y-geografia>

(Mapa 1). Tomando como referencia al municipio de Puerto López, como el centro geográfico del país, entre 2012 y 2016 se configuró un reacomodamiento. Por una parte, creció la participación del suroeste, del 55% al 62% y superficies crecieron en Nariño, Putumayo, Cauca, Caquetá y Meta, al tiempo que el peso del nordeste pasó del 9% al 17%, principalmente en Norte de Santander. Por otra parte, disminuyeron de participación el sureste del 16% al 9%, y el noroeste del 19% al 12%. En el sureste aumentó la coca en Guaviare, pero cayó en Guainía, Vichada y Vaupés. Entre tanto, en el noroeste los cultivos crecieron en Antioquia, Bolívar y Córdoba, pero cayeron en Chocó.

De esta manera, la correlación espacial no cambió substancialmente y gravitó de manera concéntrica desde los dos principales clústeres cocaleros hacia el interior del país. A escala municipal el fenómeno de aglomeración se redujo en el número de municipios, pero concentró la expansión de las superficies, haciendo evidente el recontagio donde tradicionalmente se era vulnerable, apuntando desde la periferia hacia centro del país, precisamente desde donde el cultivo tiene mayor competitividad por su marginalidad económica y social, hacia donde ocurre lo contrario.

A continuación, se procedió a analizar la correlación de los cultivos considerando las distancias existentes entre los 543 municipios, utilizando como medida de la autocorrelación espacial el Índice Global de Moran, para evaluar la existencia de aglomeración en todo el territorio respecto a lo que sería una distribución espacial aleatoria de las superficies. Este indicador fue calculado como la relación entre la sumatoria de los

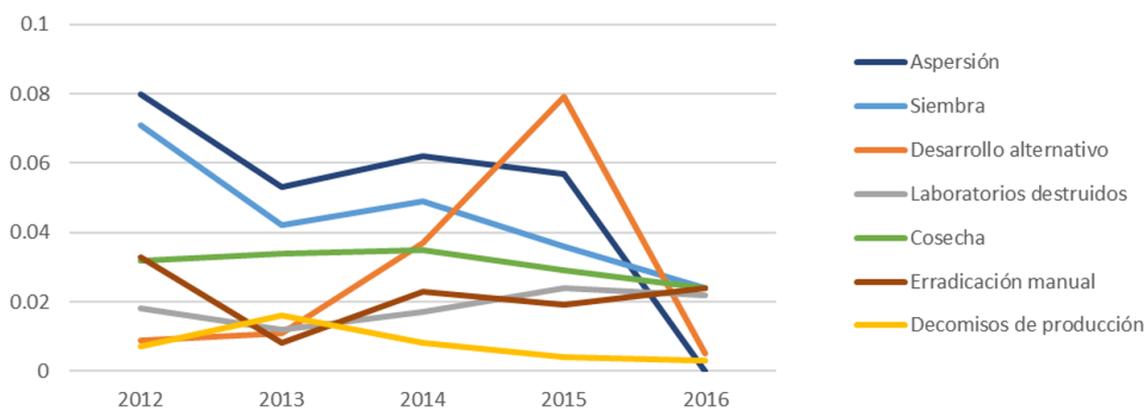
efectos cruzados de los valores de cada municipio, menos su media y ponderado por la distancia con respecto a los demás (Anselin 1992, p. 12).

$$I = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

Donde N es el número de municipios, x_i es el valor de la variable en un municipio determinado y x_j el valor de la variable en otro municipio, \bar{x} es la media de la variable y w_{ij} es una ponderación estandarizada que depende de la distancia relativa entre los municipios i y j . El numerador corresponderá a la sumatoria de los efectos cruzados de las desviaciones con respecto a la media $(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})$ ponderados por el respectivo w_{ij} . Mientras que el denominador, será la sumatoria de la varianza de las desviaciones de los valores individuales con respecto a la media. El numerador está normalizado por la varianza de modo que los valores del Índice oscilan entre -1,0 y +1,0. Valores positivos (negativos) indican un patrón prevaleciente de aglomeración relativa de municipios con valores similares (diferentes).

De acuerdo con lo anterior durante el período analizado los tradicionales clústeres de coca prevalecieron, pero se tendió hacia la dispersión (Gráfica 2). El Índice de Moran para las superficies cosechadas arrojó valores relativamente bajos y prácticamente no cambiaron, arranca en 0.03 y finalmente desciende a 0.02, sugiriendo la aglomeración como patrón nacional. Además, cuando se miran las superficies sembradas, incorporando a la cosecha la erradicación, el Índice de

GRÁFICA 2
ÍNDICES GLOBALES DE MORAN PARA SUPERFICIES Y LA IMPLEMENTACIÓN DE LA POLÍTICA 2012-2016



Fuente: UNODC y MJD. Elaboración propia usando SPGSA.

Moran iniciaría con 0.07 y luego convergería al valor del área cosechada debido la ausencia de aspersión en 2016.

La aspersión y el desarrollo y el desarrollo alternativo se implementaron de manera más aglomerada pues presentaron unos Índices Globales de Moran superiores a las superficies de coca, pero finalmente decrecientes.

Mientras ocurrió lo contrario con la interdicción, destrucción de laboratorios e incautaciones, cuyas correlaciones espaciales son cercanas a cero. La erradicación manual mostró un Índice de Moran creciente desde 2013 y finalmente convergió al nivel de las superficies.

3. UN MODELO ESPACIAL DE DATOS DE PANEL

La relación entre las superficies y políticas de control a escala municipal evidencia significativos patrones de dependencia espacial, cuya estimación se realizó usando un modelo de datos de panel, ponderando el efecto de las variables mediante una matriz de conmensurabilidad espacial.

En una primera instancia se desagregó el comportamiento de la coca en cuatro efectos: el contagio de un municipio según su proximidad a los municipios con cultivos, el control en cada municipio ejercido por la aspersión, la erradicación manual y el desarrollo alternativo, el efecto balón ocasionado por el rebote de la coca por la aspersión y los efectos anuales a escala municipal de naturaleza exógena a lo anterior.

En una segunda instancia la simulación de las réplicas espaciales permitió la convergencia a nuevo equilibrio espacial, calculando efectos marginales tanto directos como indirectos de largo plazo sobre las superficies ocasionados por cada una de las tres políticas mencionadas y también por el componente exógeno.

Habiéndose identificado en la sección anterior la presencia de correlación espacial entre las variables, se procedió a seleccionar la especificación del modelo espacial de datos de panel, que mejor se adecuaba al tema de estudio y a las propiedades de los datos (Costa y otros, 2017, p. 898), siguiendo guías de su implementación (Belotti y otros, 2017; Elhorst 2017; Elhorst y Halleck, 2017; Herrera, 2017) de acuerdo con:

$$H_t = \rho WH_t + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \xi_t\iota_N + u_t, \quad (2)$$

$$u_t = \lambda Wu_t + \varepsilon_t$$

Donde H_t es la superficie de coca en el municipio i en el año t , la cual se explicaría, por la presencia del cultivo en el resto de municipios, resultado de multiplicar H_t por una matriz de ponderaciones espaciales W y un coeficiente de rezago espacial o de contagio ρ ; por el coeficiente β de las políticas X implementadas en el municipio: aspersión, A , erradicación manual, E , desarrollo alternativo, DA , destrucción de laboratorios, L , e incautaciones, I , las cuales también operarían desde los municipios restantes mediante la matriz de distancias W y un coeficiente de rezago o vecindad espacial θ , también denominado como efecto globo o balón.

La especificación de los errores tendrá los siguientes componentes: el vector u_t espacialmente correlacionado con la matriz W a través del coeficiente de rezago espacial λ ; el vector ε_t i.i.d. con media cero y varianza finita σ^2 ; μ serían los efectos fijos municipales y temporalmente invariantes; ξ_t son los efectos fijos temporales multiplicado por un vector de unos, i_N , el efecto tendencial agregado.

A continuación, se describen las variables y sus fuentes consultadas en el Observatorio de Drogas de Colombia del Ministerio de Justicia y del Derecho, MJD:

- Coca cosechada, C , la cual corresponde a las ha reportadas en el año corriente según UNODC, neta de erradicación manual. Su rezago espacial o presencia en el municipio vecino con un signo positivo reflejaría el contagio.
- La implementación de una de las políticas antinarcoóticos en el municipio tendría un efecto con signo esperado negativo (-) sobre la coca allí establecida a través de la erradicación, el desarrollo alternativo y la interdicción. Adicionalmente, se esperaría un efecto contrario (+) en el municipio, si la implementación de las políticas se realizara en otros municipios, por el efecto balón. Aspersión aérea : has, consultando el PECIG de la Policía Nacional; erradicación manual: has, según el programa de Grupos Móviles de Erradicación del Departamento para la Prosperidad Social, DPS; desarrollo alternativo: nuevas familias beneficiadas del programa de Familias Guardabosques, una transferencia monetaria y asistencia técnica, consultando también al DPS; laboratorios destruidos: número, de acuerdo con la Policía Nacional; incautaciones de coca, base y cocaína: kilos equivalentes a base de cocaína, citando al Ministerio de Defensa.
- *Dummies* anuales para el período 2012-2016 para capturar el efecto sobre el cultivo de fac-

tores anuales exógenos a las variables explicativas del modelo (+/-).

- Adicionalmente, se exploró la inclusión de las condiciones municipales desde una batería de indicadores, como variables de control de la heterogeneidad, la cual comprendió la minería de oro, los conflictos ambientales en el uso del suelo y el agua, las distancias a la capital de departamento, el conflicto armado, entre otras variables, sin resultados satisfactorios desde el punto de vista estadístico.

A partir de la identificación de las propiedades de los datos, se escogió el modelo más adecuado, partiendo de modelos estáticos no espaciales de datos

de panel, de una matriz de ponderaciones espaciales y luego de verificar la factibilidad de agregarle rezagos espaciales y temporales (anexo de la metodología de selección del modelo espacial).

La introducción de los efectos de la dependencia espacial se realizó mediante la construcción de una matriz W que reflejara la conmensurabilidad espacial o la estructura de la geográfica de los cultivos de coca, la cual corresponde a la marginalidad económica y social de la frontera agrícola, en términos poblacionales, ambientales y de infraestructura de comunicaciones (Rocha 2011, p. 69). Aunque para la W se consideraron varios diseños usando la contigüidad municipal, así como las distancias y su combinación

TABLA 1
ESTIMACIONES DE LA SUPERFICIE COSECHADA DE COCA DURANTE 2012-2016

Variables/Modelos	Efectos Fijos $\rho = \theta = \lambda = \mu = 0$		Efectos Aleatorios $\rho = \theta = \lambda = ut = \xi t = 0$		Espacial de Durbin SDM $\lambda = 0$						Espacial de errores SEM $\rho = \theta = 0$		Espacial autorregresivo SAR $\lambda = \theta = 0$	
	Coef.	p valor	Coef.	p valor	Wc		Wiu		Wpt		Coef.	p valor	Coef.	p valor
Aspersión	-0,3	0,00	0,0	0,70	-0,3	0,00	-0,4	0,00	-0,4	0,00	-0,3	0,00	-0,3	0,00
Erradicación manual	-0,9	0,00	0,1	0,06	-0,9	0,00	-0,9	0,00	-0,9	0,00	-0,9	0,00	-0,9	0,00
Desarrollo alternativo	-0,5	0,00	0,1	0,09	-0,5	0,00	-0,5	0,00	-0,5	0,00	-0,5	0,00	-0,5	0,00
W*Aspersión					0,3	0,25	0,2	0,00	0,2	0,00				
2013	-0,1	0,76	-0,3	0,99	-4,5	0,87	-19,8	0,35	-19,6	0,36	-31,3	0,20	-27,5	0,20
2014	-34,4	0,28	39,9	0,21	-0,9	0,97	4,2	0,84	3,9	0,86	0,9	0,97	1,8	0,94
2015	-2,1	0,94	87,2	0,01	26,1	0,39	54,6	0,01	54,3	0,01	51,8	0,03	49,3	0,02
2016	47,6	0,17	185,5	0,00	16,5	0,68	91,1	0,00	90,8	0,00	90,6	0,00	81,3	0,00
Rho espacial ρ					0,8	0,00	0,1	0,00	0,1	0,00			0,0	0,00
Lambda espacial λ											0,1	0,00		
Constante	236,5	0,00	143,8	0,00										
Efectos marginales directos														
Aspersión					-0,3	0,00	-0,4	0,00	-0,4	0,00			-0,3	0,00
Erradicación manual					-0,9	0,00	-0,9	0,00	-0,9	0,00			-0,9	0,00
Desarrollo alternativo					-0,5	0,00	-0,5	0,00	-0,5	0,00			-0,5	0,00
2013					-5,2	-0,18	-20,7	0,33	-20,5	0,34			-28,5	0,18
2014					-0,5	-0,02	4,5	0,84	4,2	0,85			2,0	0,93
2015					26,2	0,80	54,5	0,02	54,2	0,02			49,0	0,03
2016					17,6	0,42	92,1	0,00	91,8	0,00			82,0	0,00
Efectos marginales indirectos														
Aspersión					0,5	0,89	0,2	0,00	0,2	0,00			0,0	0,00
Erradicación manual					-3,8	0,67	-0,1	0,00	-0,1	0,00			-0,1	0,00
Desarrollo alternativo					-2,3	0,66	-0,1	0,00	-0,1	0,00			0,0	0,00
2013					0,2	0,95	-2,3	0,34	-2,4	0,34			-2,4	0,21
2014					-4,8	0,60	0,5	0,84	0,5	0,85			0,2	0,93
2015					-2,8	0,58	6,0	0,02	6,1	0,02			4,1	0,05
2016					-7,8	0,98	10,1	0,00	10,4	0,00			6,9	0,00
Efectos marginales totales														
Aspersión					0,2	0,95	-0,2	0,00	-0,2	0,00			-0,3	0,00
Erradicación manual					-4,8	0,60	-1,0	0,00	-1,0	0,00			-1,0	0,00
Desarrollo alternativo					-2,8	0,58	-0,6	0,00	-0,6	0,00			-0,6	0,00
2013					-7,8	0,98	-23,0	0,33	-22,9	0,34			-30,9	0,18
2014					7,4	0,98	5,0	0,84	4,7	0,85			2,2	0,93
2015					149,3	0,72	60,5	0,02	60,3	0,02			53,2	0,03
2016					102,2	0,87	102,2	0,00	102,2	0,00			88,9	0,00

Fuente: UNODC, MJD, DPS. Elaboración propia usando XSLME. 2013-2016= dummy anual, Wc= matriz de contigüidad, Wiu= matriz de distancias ponderada por población urbana y caída de la distancia, Wpt= matriz de distancias ponderada por población total y caída de la distancia.

con diversos indicadores municipales, finalmente, se seleccionó una que combinaba distancias y poblaciones, por ofrecer mejores propiedades estadísticas en las estimaciones (anexo metodológico de selección del modelo espacial).

La selección del modelo espacial se realizó, siguiendo la estrategia de tomar como punto de partida el modelo espacial de Durbin, SDM (LeSage y Pace 2009, p. 155), asumiendo en la ecuación 2 no correlación espacial en los errores, $\lambda = 0$, ni endogeneidad temporal, incorporando en la explicación la dependencia espacial, tanto en las superficies cosechadas como en las variables explicativas. Aquí la implementación directa de las políticas, dentro de cada municipio, arrojó un coeficiente β para la aspersión aérea de una hectárea, al cual le correspondía una variación de -0.4 ha de coca, mientras que para la erradicación manual y el desarrollo alternativo arrojaba cambios de -0.9 y -0.5 ha (Tabla 1).

Adicionalmente, el SDM arrojó coeficientes de desbordamiento espacial o *spillovers*, ocasionados tanto por el efecto contagio, como por el efecto balón. En el primer caso, ρ da 0.1 ha, indicando que en promedio así creció la superficie de coca de un municipio como resultado del aumento de una hectárea adicional en los restantes, lo cual correspondería al efecto contagio. Mientras que para el efecto balón, el θ para la aspersión aérea resultó igual a 0.2 ha por cada incremento adicional en la implementación de dicha política en el resto de los municipios. En este modelo las *dummies* de tiempo resultaron significativas para 2015 y 2016 y positivas, sugiriendo la presencia de factores exógenos al modelo, favorables al cultivo. Los resultados del modelo muestran relativa estabilidad cuando se retiran las *dummies*.

A continuación, estos resultados son utilizados para tener una aproximación a la eficacia y la eficiencia, de acuerdo a la evaluación de políticas (Mokate 2001, p. 3). En este caso, la eficacia en términos de la contribución de la intervención sobre el crecimiento de la coca en el corto plazo y la eficiencia como la relación entre los diferentes instrumentos de política y las superficies de coca, considerando las repercusiones espaciales de largo plazo.

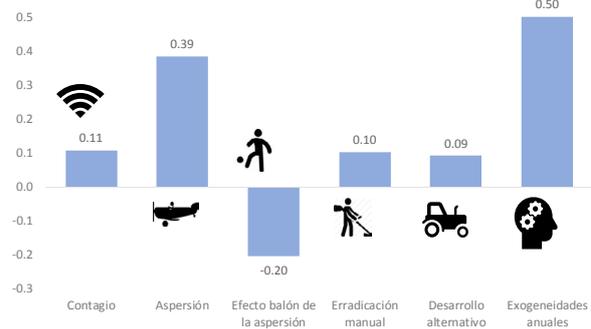
De acuerdo con lo anterior, la eficacia se pudo aproximar según las magnitudes de las contribuciones de las diferentes variables explicativas en términos del total de superficie observada (Gráfica 3). Recurriendo al cálculo de variaciones, se multiplicó el cambio atribuible a cada variable explicativa, según

la ecuación 2, y se dividió por el cambio total en la superficie cosechada entre 2012 y 2016.

De esta manera, durante el período analizado las políticas fueron desbordadas por la dinámica espacial y los factores exógenos. En el corto plazo los efectos del contagio municipal habrían contribuido con el 11%, la aspersión el 39% y su efecto balón -20%, la erradicación manual con el 10%, el desarrollo alternativo en un 9%, y los factores exógenos favorables al cultivo con un 50%, de la variación de la superficie.

En ausencia de los efectos exógenos, el contagio espacial habría explicado una quinta parte de la expansión del cultivo y el resto habría correspondido a la aspersión aérea, sin embargo su efecto balón habría reducido el neto a la mitad por las repercusiones espaciales, o haber neutralizado el esfuerzo conjunto de la erradicación manual y el desarrollo alternativo.

GRÁFICA 3
CONTRIBUCIONES AL CAMBIO DEL ÁREA DE COCA COSECHADA SEGÚN EFECTOS DE CORTO PLAZO (%)



Fuente: elaboración propia usando la tabla 1

Sin embargo, la lectura de los coeficientes estimados obviaría los efectos de las interacciones espaciales para el modelo SDM (Elhorst 2012, p. 14), por consiguiente, para la estimación de la eficiencia de los instrumentos de política y la simulación de los efectos marginales fue necesario retomar su especificación original en la ecuación 2 y expresarla en su forma reducida:

$$H_t = (I - \rho W)^{-1}(X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \xi_{tN} + u_t) \quad (3)$$

Para así calcular el efecto marginal de las X_k sobre H , es decir, el cambio ocasionado por una unidad adicional en las k variables explicativas, donde

el desbordamiento espacial con $\rho > 0$ tendría una connotación global y de largo plazo (ecuación 4), pues la instrumentación de políticas en un municipio se transmite al conjunto independientemente de su inmediata vecindad y de una manera iterativa a través de la matriz de multiplicadores espaciales $(I - \rho W)^{-1}$.

$$\left[\frac{\partial H}{\partial X_{1k}} \dots \frac{\partial H}{\partial X_{Nk}} \right] = ((I - \rho W)^{-1}(\beta_k I + \theta_k W)) \quad (4)$$

$$= (I - \rho W)^{-1} \begin{pmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N2}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{pmatrix}$$

Por una parte se tendría un efecto marginal directo de largo plazo, ocasionado por la implementación de una variable explicativa sobre un municipio, equivalente al promedio de los elementos de la diagonal de la matriz resultante de la derivada parcial de H_t . Por otra parte, habría un efecto marginal indirecto de largo plazo o efecto de desbordamiento espacial, correspondiente al cambio ocasionado por el municipio sobre el resto de los municipios a través del contagio espacial, el cual se calcula como el promedio del resto

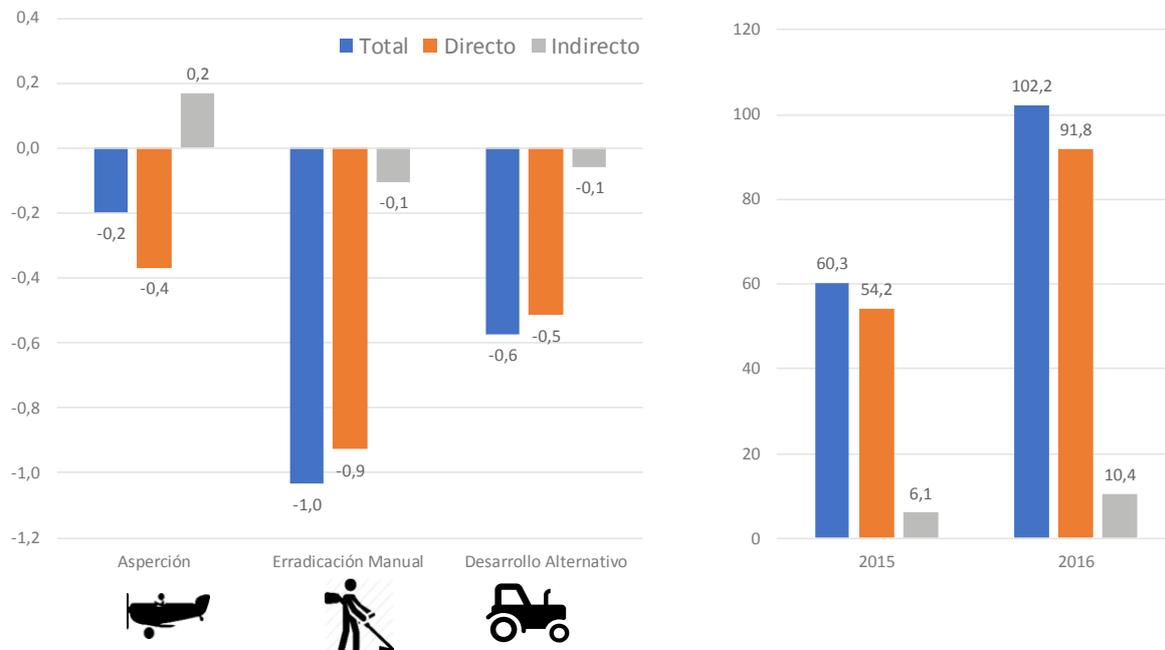
de elementos por fila de la misma matriz. De esta manera, cambios en la superficie de un municipio se transmiten al conjunto de los N municipios, hasta alcanzar un nuevo equilibrio.

En consecuencia, la estimación del efecto marginal total de largo plazo para la aspersión sería de -0.2 ha, como resultado de la suma de un efecto directo sobre el municipio de -0.4 ha y su compensación de un efecto indirecto o desbordamiento espacial (*spillover*) positivo de 0.2 ha, haciendo evidente para esta política el rebote municipal o efecto balón de largo plazo (Gráfica 4). Los efectos anuales exógenos resultan significativos después del 2014.

El efecto marginal total de largo plazo del desarrollo alternativo era de -0.6 ha, principalmente explicado por un efecto directo de -0.5 y en menor medida por un desbordamiento espacial de -0.1. Mientras que quintuplicando a la aspersión y casi duplicando al desarrollo alternativo, el efecto marginal total de largo plazo de la erradicación manual arrojó -1.0 ha de coca, originado de manera directa -0.9 ha y de forma indirecta -0.1.

Adicionalmente, las exogeneidades capturadas por las *dummies* anuales resultaron significativas para 2015 y 2016, computando efectos marginales de largo

GRÁFICA 4
EFECTOS MARGINALES DE LARGO PLAZO SOBRE LOS CAMBIOS EN LAS SUPERFICIES DE LA COCA COSECHADA (HA)



Fuente: elaboración propia usando la tabla 1

plazo de 60.3 y 102.2 ha en promedio por municipio, respectivamente. Desagregando lo anterior para 2015 en 54.2 ha de manera directa y 6.1 ha indirectamente, mientras que para 2016 ocurrió en 91.8 ha y 10.4 ha, correspondientemente.

En síntesis, el análisis de la dependencia espacial de la coca reveló la pertinencia de incorporar los aspectos demográficos conmensurando las variables explicativas por las distancias y las poblaciones. Además, mostró la vulnerabilidad municipal al contagio de la coca y su desbordamiento espacial ocasionado por la aspersión (efecto balón), la cual resultó siendo la política menos eficiente, pues su efecto marginal equivaldría a un tercio del correspondiente al desarrollo alternativo y una quinta parte con respecto a la erradicación manual.

También se evidenció la presencia de los factores exógenos favorables al cultivo durante 2015-2016, en cuya lista estarían las expectativas creadas por el anuncio anticipado del programa de sustitución y el desescalamiento de los instrumentos de política tradicionales, incluida la proscripción de la erradicación mediante aspersión aérea. La interdicción, aunque aumentó durante 2012-2016, no resultó significativa estadísticamente como variable explicativa de las superficies y mostró una reducida correlación espacial.

Los anteriores resultados corresponden a un patrón nacional y al período estudiado, siendo sensibles a definiciones regionales y temporales, también a una aproximación metodológica que privilegió la incorporación de la dependencia espacial sobre la temporal y la información a escala municipal.

4. CONCLUSIONES

Durante el período 2012-2016 la superficie de coca se remontó desde su menor valor en lo corrido del siglo hasta triplicarse y retornar a su máximo histórico, lo cual desde el punto de vista espacial estuvo relativamente concentrado e irradiado desde los clústeres tradicionales fronterizos con Ecuador y Venezuela, hacia el interior del país.

Al mismo tiempo la estrategia de control de los cultivos de coca experimentó un relajamiento, pues se desescalaron los instrumentos de política tradicionales, se anunció la sustitución compensada y la proscripción de la erradicación por aspersión, coincidiendo con el complejo proceso de las negociaciones de paz con las FARC, una guerrilla que estaba afincada en los territorios cocaleros.

Entonces, las tendencias espaciales de la coca habrían emergido, luego de haber sido parcialmente contenidas por las políticas, sin haberse alterado substancialmente la vulnerabilidad territorial. Por consiguiente, este período en particular ofrecería información sobre la relación entre los cultivos y los instrumentos de política, en una perspectiva espacial.

Allí, la expansión estuvo acompañada por una aglomeración en un menor número de municipios y una relativa menor dispersión. Mientras que las correlaciones espaciales mostraron que la aglomeración fue el patrón prevaleciente en los cultivos, como también para la erradicación y el desarrollo alternativo, aunque lo contrario para la interdicción.

Esta naturaleza espacial de la información se tuvo presente para la evaluación de la eficacia y eficiencia de las políticas de control de los cultivos de coca. La eficacia según la contribuciones al crecimiento de la coca de corto plazo y la eficiencia considerando las repercusiones espaciales de largo plazo.

Dando alcance a lo anterior, se estimó la relación entre las superficies cosechadas y las políticas de control, mediante un modelo espacial de datos de panel para 543 municipios que reportaron coca y erradicación, donde la dependencia espacial se incorporó conmensurando las variables explicativas por las distancias y las poblaciones. Allí se estimaron los efectos espaciales de corto y largo plazo del contagio, así como de la implementación de las diferentes políticas, junto con los efectos de los factores exógenos al modelo.

La eficacia de acuerdo con los efectos de corto plazo, del crecimiento de las superficies durante 2012-2016, un 11% habría correspondido al contagio municipal, un 39% a la aspersión y un -20% a su efecto balón, para un neto del 29%. Mientras que un 10% obedeció a la erradicación manual, y un 9% al desarrollo alternativo. La otra mitad de la expansión del cultivo obedeció a factores exógenos al modelo ocurridos luego de 2014, los cuales incluirían las expectativas creadas en torno al anuncio de la sustitución compensada, entre otras explicaciones.

Sin efectos exógenos, el contagio espacial explicó una quinta parte de la expansión del cultivo, habiéndole correspondido a la aspersión aérea el resto, aunque en el neto habría sido solo la mitad, por las repercusiones espaciales del efecto balón, o habría neutralizado el esfuerzo de la erradicación manual y el desarrollo alternativo.

La eficacia, según los efectos de largo plazo, incorporando las repercusiones espaciales de las políticas,

sugeriría que la aspersión aérea fue la política menos eficiente, dado que su efecto marginal sería un tercio del desarrollo alternativo y solo un quinto de la erradicación manual. Mientras que resultaron significativos los efectos anuales exógenos posteriores a 2014. Observándose una mayor eficacia y menor eficiencia en la aspersión, mientras lo contrario en la erradicación manual y el desarrollo alternativo, así como la presencia de exogeneidades luego del anuncio de la transición de la política.

De esta manera, la aplicación de técnicas de la econometría espacial a la reciente expansión del cultivo de coca en Colombia revela que las tendencias espaciales fueron parcialmente mitigadas por las políticas de control, y que su desescalamiento ante el anunciado giro de políticas hacia el desarrollo rural y la sustitución compensada, exacerbó las dinámicas espaciales latentes debido a la inalterabilidad de los fundamentos de la competitividad de los cultivos, es decir su marginalidad y aislamiento del progreso económico y social.

Los hallazgos sobre la dimensión espacial de la eficacia y la eficiencia de las políticas de control plantean interrogantes sobre su diseño y alcances frente a la naturaleza del cultivo, motivando el aprovechamiento de las ricas posibilidades analíticas ofrecidas por la econometría espacial, tratándose de un tema de hondo calado geográfico. Un paralelo pendiente con el mítico Perseo, quién pudo prevalecer sobre la Hidra de Lerna tras observar y descifrar sus misterios, un monstruo cuyas cabezas se duplicaban cuando se cortaban.

BIBLIOGRAFÍA

- Anselin, L. (1992). *Spatial Data Analysis with GIS: An Introduction to Application in the Social Sciences*. National Center for Geographic Information and Analysis Technical Reports. No. 92-10, August. University of California. Recuperado de <http://www.ncgia.ucsb.edu/technical-reports/PDF/92-10.pdf>
- Arias, A.F. (2019). *Cocaína: ¿Estabilizador macroeconómico colombiano 2015-2018?*. Bogotá, Colombia: Universidad Sergio Arboleda. Recuperado de <https://www.lalinternaazul.info/wp-content/uploads/2020/02/3.1.-Cocai%CC%81na.pdf-Estabilizador-colombiano-2015-2018.pdf>
- Baltagi, B.H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. Third Edition, Chichester, UK: John Wiley & Sons Ltd.
- Baum, F.C. (2001). Residual diagnostics for cross-section time series regression models *The Stata Journal* (2001) 1(1), 101–104. Recuperado de <https://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0004>
- Belotti, F., Hughes, G. & Mortari A.P. (2017). Spatial Panel Data Models Using Stata *The Stata Journal*, 17(1) 139-180. Recuperado de <http://www.stata-journal.com/article.html?article=st0470>
- Bermúdez, V.E. (2013). *A SIR-type Model for Coca Crops in Colombia* (proyecto de grado de maestría). Departamento de Matemáticas Universidad de los Andes. Recuperado de <https://repositorio.uniandes.edu.co/bitstream/handle/1992/12049/u670553.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Costa, D.F., Elhorst J. & Da Mota R. (2017). Urban and Rural Population Growth in a Spatial Panel of Municipalities, *Regional Studies*, 51(6), 894-908, DOI: <https://doi.org/10.1080/00343404.2016.1144922>.
- Elhorst. J.P. (2012). Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences". *Journal of Geographical Systems*, 14(1), 5-28. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10109-011-0158-4>.
- Elhorst J.P. (2017). *Spatial Econometrics The Basics* [Diapositiva de PowerPoint]. Recuperado de https://www.diw.de/sixcms/media.php/17/gc_ws1819_Elhorst_presentation.pdf
- Elhorst, J.P. y S. Halleck (2017). El modelo SLX: ampliación de la forma general y sensibilidad de los desbordamientos espaciales a la especificación de la W. *Papeles de Economía Española*. (152), 34-50. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5990445>
- Felbab-Brown, V. (2020). *Shooting Up, Counterinsurgency and the War on Drugs*. Washington DC, USA: Brookings Institution Press.
- Fingleton, B. & Le Gallo J. (2008). Estimating Spatial Models with Endogenous Variables, a Spatial Lag and Spatially Dependent Disturbances: Finite Sample Properties. *Papers in Regional Science*, 87(3), 319-339. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2008.00187.x>
- Greene, W. (2011). *Econometric Analysis*. Seventh Edition. Upper Saddle River, NJ, USA: Pearson.
- Herrera, M. (2017). *Spatial Econometrics Methods Using Stata* [Diapositiva de PowerPoint]. DOI: <http://dx.doi.org/10.13140/RG.2.2.16430.92489>

- Krugman, P. (1992). *Geografía y Comercio*. Barcelona, España: Antoni Bosch Editor.
- LeSage, J. P., and Pace R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton, FL, USA: Taylor & Francis.
- Mejía, D. y Rico, D. (2010). La microeconomía de la producción y tráfico de cocaína en Colombia. *Documentos CEDE* N° 10. Universidad de los Andes. Recuperado de <https://repositorio.uniandes.edu.co/handle/1992/41004>
- Mokate, K. M. (2001). Eficacia, eficiencia, equidad y sostenibilidad: ¿qué queremos decir?. *Serie de Documentos de Trabajo* I-24. Departamento de Integración y Programas Regionales. Instituto Interamericano para el Desarrollo Social. Banco Interamericano de Desarrollo. Julio. Recuperado de <https://publications.iadb.org/en/publication/14536/eficacia-eficiencia-equidad-y-sostenibilidad-que-queremos-decir>
- Montenegro, A., Llano, J. e Ibañez, D. (2019). El PIB de la Cocaína 2005-2018: una estimación empírica. *Documentos CEDE* No 44. Universidad de los Andes. Recuperado de <https://repositorio.uniandes.edu.co/handle/1992/41108>
- Moreno, J. S. (2018). El Efecto Globo: identificación de regiones propensas a la producción de coca. *Documentos CEDE* No 28. Universidad de los Andes. Recuperado de <https://repositorio.uniandes.edu.co/handle/1992/41027>
- Pesaran, M.H. (2004). "General diagnostic tests for cross section dependence in panels", *Cambridge Working Papers in Economics*, 0435, University of Cambridge. DOI: <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>.
- Rocha, R. (2005). *Illegal Drugs in Andean Countries, Summary of Reports of Bolivia, Colombia, Ecuador and Peru*. DOI: <http://dx.doi.org/10.13140/RG.2.2.19516.69766>.
- Rocha, R., Felbab-Brown, V., Jutkowitz, J.M., Rivas, S., Smith, J.T., Superville, M. & Watson, C. (2009). *Assessment of the implementation of the United States government's support for Plan Colombia's illicit crop reduction components*. Recuperado de http://pdf.usaid.gov/pdf_docs/PDACN233.pdf
- Rocha, R. (2011). *Las nuevas dimensiones del narcotráfico en Colombia*. Bogotá, Colombia: Editores UNODC y Ministerio de Justicia y del Derecho. DOI: <http://dx.doi.org/10.13140/2.1.3648.6082>.
- Rocha, R. (2016). *Una visión de la política de los cultivos ilícitos en el postconflicto*. DOI: <http://dx.doi.org/10.13140/RG.2.2.36293.91364>
- Rocha, R. (2018). La persistencia de la coca en Colombia: el suplicio de Sísifo. *Revista Estadística Española*. 60(196), 129-150.
- UNODC (2015). *Colombia monitoreo de cultivos de coca 2014. Junio*. Recuperado de https://www.unodc.org/documents/colombia/2015/Julio/CENSO2014_baja_re.pdf
- UNODC (2017). *Colombia Monitoreo de territorios afectados por cultivos ilícitos 2016. Julio*. Recuperado de https://www.unodc.org/documents/colombia/2017/julio/CENSO_2017_WEB_baja.pdf
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA, USA: MIT Press.
- Zuleta, H. (2017). Coca, cocaína y narcotráfico. *Documentos CEDE* No 42. Universidad de los Andes. Recuperado de <https://repositorio.uniandes.edu.co/handle/1992/8731>

ANEXO DE LA METODOLOGÍA DE SELECCIÓN DEL MODELO ESPACIAL

Habiéndose identificado la presencia de correlación espacial entre las variables, se procedió a seleccionar la especificación del modelo espacial de datos de panel, que mejor se adecuaba al tema de estudio y a las propiedades de los datos (Costa et al., 2017, p 898), siguiendo guías de su implementación (Belotti et al., 2017; Elhorst 2017; Elhorst y Halleck, 2017; Herrera, 2017) y otra la literatura relevante, donde:

$$\begin{aligned} H_t &= \rho WH_t + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \xi_t I_N + u_t, \\ u_t &= \lambda W u_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

Donde H_t es la superficie de coca en el municipio i en el año t , la cual se explicaría, por la presencia del cultivo en el resto de municipios, resultado de multiplicar H_t por una matriz de ponderaciones espaciales W y un coeficiente de rezago espacial o de contagio ρ ; por el coeficiente β de las políticas X implementadas en el municipio: aspersión, A , erradicación manual, E , desarrollo alternativo, DA , destrucción de laboratorios, L , e incautaciones, I . Estas variables explicativas también operarían desde el resto de municipio mediante una matriz de distancias W y un coeficiente de rezago o vecindad espacial θ , también denominado como efecto globo o balón.

Por su parte, la especificación de los errores tendrá los siguientes componentes: el vector u_t espacialmente correlacionado con la matriz W a través del coeficiente de rezago espacial λ ; el vector ε_t i.i.d. con media cero y varianza finita σ^2 ; serían los efectos fijos municipales y temporalmente invariantes; ξ_t son los efectos fijos temporales multiplicado por un vector de unos, I_N .

Mediante el test de Hausman (Baltagi 2005, p 66) se identificó la naturaleza de los efectos específicos en el modelo de datos de panel, con la finalidad de no sesgar las estimaciones. Para ello, se estimaron paneles estáticos con efectos fijos y efectos aleatorios donde las superficies de coca se explican por las políticas a escala municipal (Tabla 1).

El test de Hausman comparó las diferencias entre los coeficientes de ambos modelos, especificando matrices de covarianzas según la varianza de los errores del estimador eficiente (consistente) del modelo de efectos aleatorios (fijos), calculando una igual a 1120.2 (1909) con un p-valor menor al 1%. Rechazándose la hipótesis nula de ausencia de diferencias sistemáticas entre los coeficientes de ambos modelos y

siendo pertinente el modelo con efectos fijos, con no observables y correlacionados con las variables explicativas (Greene 2011, p 345).

Allí la varianza σ_u^2 contribuyó con el 83% de la varianza total de los errores. Tal como corresponde a la preponderancia de las características idiosincráticas de los municipios, las cuales determinan su vulnerabilidad al cultivo y al mismo tiempo la factibilidad de las políticas antinarcóticos.

El modelo de panel de datos de efectos fijos para la coca cosechada arrojó coeficientes, cuya interpretación corresponde al cambio promedio en la superficie municipal del cultivo debido a una unidad adicional en una variable explicativa, permaneciendo lo demás constante (Tabla 1).

Con el signo esperado y elevada significancia estadística, una ha de aspersión aérea ocasionaría una reducción de 0.3 ha y luego de la erradicación manual 0.9 ha. Mientras que la atención de una familia mediante un programa de desarrollo alternativo le correspondería una reducción 0,5has. El término constante de 209 ha corresponde al piso de la escala también sería significativo al 1%. Acontecería lo contrario con los efectos fijos temporales ξ_t , que en promedio le corresponderían anualmente a cada municipio, recogiendo factores explicativos exógenos a la especificación del modelo.

La presencia de dependencia espacial equivale en modelos convencionales a una pérdida de información debido a la mayor varianza, baja significancia estadística y menor bondad de ajuste de las estimaciones (Anselin 1992, p. 1). Los errores de las estimaciones estarían asociados entre sí, su varianza no sería constante y las estimaciones serían ineficientes, siendo necesario modelar en función de su vecindad relativa mediante matrices de ponderación espacial.

En consecuencia, la existencia de autocorrelación en datos panel se constató mediante un test de Wooldridge (2002, p. 282), rechazándose la hipótesis nula de un proceso AR (1) con una prueba F (1,542) de 55.5. Mientras que la presencia de heterocedasticidad se verificó mediante el test de Wald modificado para datos de panel (Baum, 2001) con una $\chi^2(543)$ igual a 1.00E+07 y rechazándose la hipótesis nula de homocedasticidad. En tanto que la dependencia intermunicipal se hizo patente mediante el test de Pesaran (2004, p. 5) con un valor de 3.85E+02 y se rechazó la hipótesis nula de independencia transversal. Todas las tres pruebas estadísticas mencionadas tienen p-valor menor al 1%.

La introducción de los efectos de la dependencia espacial se realizó mediante la construcción de una matriz W pretendiendo reflejar la conmensurabilidad espacial o la estructura de la geográfica de los cultivos de coca.

Esta matriz W se construyó con las distancias intermunicipales inversas, d_{ij} , la cual fue ponderada por la población municipal, P_i , con valores estandarizados en sus filas, donde $\gamma = 100$ es el gradiente de caída con alejamiento; la intensidad con que la distancia afecta la interacción espacial entre municipios, a medida que la primera aumenta (Fingleton y Le Gallo 2008, p. 325). Los elementos de las filas (columnas) de la matriz W muestran como se transmiten sobre (desde) un municipio i lo que ocurra en (sobre) todos los demás. Para lo cual se utilizó la siguiente ecuación de gravedad:

$$W_{ij} = \frac{W_{ij}^p}{\sum_j W_{ij}^p}, W_{ij}^p = P_i P_j \exp(-\gamma d_{ij}) \quad (5)$$

Se ensayaron diseños alternativos para las matrices W de conmensurabilidad espacial. Cuando se calculó como W_c (Tabla 1) con *dummies* de vecindad, los coeficientes de las políticas ofrecieron signos y significancias satisfactorias, aunque el efecto de la aspersión resultaba subestimado y el efecto contagio sobrestimado, mientras que las *dummies* de tiempo y los efectos marginales no resultaban significantes, al parecer por el efecto de la discontinuidad espacial inherente a considerar la vecindad de 543 municipios dentro de un total nacional de 1122. También se calculó la matriz espacial como W_{iu} , ponderando las distancias inversas con la proporción de la población urbana del municipio, con resultados muy parecidos a los de utilizar W_{pt} , sin embargo se prefirió esta última porque las estimaciones mostraban una mejor bondad de ajuste de acuerdo por los menores valores en los criterios de Akaike, $AIC = 39524$ y bayesiano de Schwarz, $BIC = 39583$.

A continuación, siguiendo la estrategia de tomar como punto de partida el modelo espacial de Dur-

bin, SDM (LeSage y Pace 2009, p 155), asumiendo en la ecuación 2 no correlación espacial en los errores, $\lambda = 0$, ni endogeneidad temporal, incorporando en la explicación la dependencia espacial, tanto en las superficies cosechadas como en las políticas, como variables explicativas. Este modelo se tomó como referencia para explorar la factibilidad de otros modelos espaciales (Belotti et al, 2017, p 15).). Un primer contraste se realizó frente al modelo espacial de errores, SEM ($\rho = \theta = 0$) considerando los rezagos espaciales de los errores (λ). No obstante, un test de Wald arrojó una $\chi^2(1)$ igual a 45.2 rechazándose la hipótesis nula de $\theta = -\beta\rho$, con un p-valor menor al 1%. En consecuencia, se prefirió el SDM con respecto al SEM, a pesar de arrojar unos coeficientes β asociados a las variables explicativas con valores similares, signos esperados y significativos, junto con un rezago espacial de los errores de $\lambda = 0.1$. De todas maneras, la especificación del SEM no permitía calcular efectos marginales.

Igualmente, se verificó la posibilidad de suprimir del SDM el rezago espacial de la aspersión (θ), para tener un modelo espacial autorregresivo SAR ($\lambda = \theta = 0$). Para lo cual se implementó un test de Wald para una igual a 59.5 rechazándose la hipótesis nula de $\theta = 0$, con un p-valor menor al 1%. Por lo tanto, también se prefirió el SDM sobre el SAR, pues, aunque exhibía un β y un significativos, el efecto directo de la aspersión era subestimado parcialmente y el efecto indirecto o efecto balón plenamente, de tal forma que el efecto total de largo plazo resultaba sobrestimado en ocho puntos porcentuales.

También, se exploró la viabilidad de un modelo espacial autorregresivo combinado SAC ($\theta = 0$), incorporando al SDM un rezago espacial en los errores (λ) a cambio de suprimir la correlación espacial en la aspersión (θ), con insatisfactorios resultados estadísticos. Cuando se intentó avanzar desde el SDM hacia un modelo espacial dinámico incorporando un rezago temporal de la variable explicativa (t), la sobre identificación se hizo presente con la aparición de signos contrarios a lo esperado y valores muy elevados.