

La persistencia de la coca en Colombia: el suplicio de Sísifo

Ricardo Rocha García¹

Investigador del Centro de Investigaciones para el Desarrollo (CID)

Resumen

Un estudio empírico para 1999-2016 sobre las dinámicas de las superficies de coca a escala municipal, analizando su persistencia y endogeneidad con las políticas de control: erradicación aérea y manual, el desarrollo alternativo, las incautaciones y la destrucción de laboratorios. Las extensiones de los cultivos contemplan tanto la cosecha, como la siembra, utilizando información censal y sumándole un estimativo de la erradicación, respectivamente. Los hechos estilizados muestran altibajos en esfuerzos y resultados, así como limitadas integralidad y cobertura. Con información completa para 543 municipios, la relación entre las áreas y las políticas fue estimada mediante un modelo dinámico de datos de panel, considerando las relaciones de endogeneidad y temporalidad, mostrando 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.

Palabras clave: coca, políticas de drogas, modelos dinámicos de panel de datos

Clasificación JEL: C23, K42, Q18

Clasificación AMS: 62M10, 62P20, 62P25

The Persistence of Coca Crops in Colombia: Sisyphus's Torment

Abstract

An empirical study for 1999-2016 on the dynamics of coca areas at the municipal level, analyzing its persistence and its endogeneity with control policies: aerial and manual eradication, alternative development, seizures, and destruction of laboratories. Crop extensions contemplate both harvesting, and sowing, using

¹ Investigación independiente realizada durante el último trimestre de 2017. Versiones preliminares se beneficiaron de los valiosos comentarios recibidos anónimamente de la evaluación de la revista, así como de Alexander Rocha, Romilio Labra, Hernando Zuleta, Juan Felipe Godoy, Daniel Rico, Fernando Mesa, Hermes Martínez, Miguel Tunjano y a los asistentes al seminario técnico del DNP realizado el 26 de julio de 2018. Los errores, opiniones, limitaciones y omisiones son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen a las personas e instituciones aquí mencionadas. Comunicaciones: ricardorochagarcia@yahoo.es

census information and adding to the first one an estimate of eradication, respectively. Stylized facts show ups and downs in efforts and outcomes, as well as a narrow integrality and coverage. With complete information for 543 municipalities, the relationship between areas and policies was estimated by a dynamic model of panel data, considering the relationships of endogeneity and temporality showing a high inertia of coca and annual exogeneity, which were partially mitigated by the lagging effects of eradication and alternative development, staying pending to intervene its structural determinants.

Keywords: coca crops, drug policy, dynamic panel data models

JEL classification: C23, K42, Q18

AMS classification: 62M10, 62P20, 62P25

1. Introducción

Los cultivos de coca han prevalecido en Colombia a pesar de los esfuerzos desplegados por las políticas de erradicación forzosa, interdicción y desarrollo alternativo. De hecho, la cosecha tras caer al nivel más bajo de este siglo en 2012-2013, luego retornó en 2016 a su récord histórico.

Por consiguiente, la persistencia del cultivo plantea interrogantes sobre la efectividad de las políticas y su evaluación, a través de una nueva medición, constituye el principal objetivo de esta investigación independiente, la cual fue motivada por mis presentaciones en 2017 en un seminario sobre las relaciones bilaterales con la administración Trump en la Universidad Externado y otro sobre los cultivos ilícitos en la Universidad de los Andes.

Un problema que a continuación se abordará desde la perspectiva dinámica y regional estudiando el período comprendido entre 1999 y 2016, donde se estudia la persistencia de los cultivos y su endogeneidad con respecto a las políticas.

Dado que las metas y resultados se han medido según el área cosechada, netas de la erradicación, esta última habría subordinado al resto de la estrategia, con efectos parciales y transitorios, mientras que la marginalidad rural permanecía relativamente inalterada, requiriéndose de nuevas erradicaciones y así sucesivamente.

El espectro de análisis comprende 543 municipios que han reportado coca en los censos anuales y donde también se ha erradicado, permitiendo caracterizar las coberturas, énfasis y simultaneidad de políticas.

Allí, los hechos estilizados muestran la focalización de la aspersión y el desarrollo alternativo en contraste con la mayor cobertura de la interdicción y la erradicación manual, también corroboran la limitada integralidad y secuencia entre las diferentes políticas, así como la frágil sostenibilidad de los resultados.

Además, mediante modelos dinámicos de datos de panel se analiza la relación entre los resultados y las políticas, considerando la endogeneidad entre ambos, es decir, así como

las superficies orientan la implementación, lo mismo ocurre en sentido contrario, con efectos indeseados y no inmediatos sobre los cultivos.

Las estimaciones de los modelos confirman una elevada inercia de la coca, la cual ha sido mitigada parcial y transitoriamente por la erradicación manual, seguida de la aspersión aérea y luego por el desarrollo alternativo. Los efectos negativos sobre los cultivos se apreciaron habiendo transcurrido un año luego de la erradicación forzosa, mientras que, en el caso del desarrollo alternativo tras dos y tres años.

A continuación, se presenta un documento estructurado en cuatro secciones. En la primera se presenta una reseña de los antecedentes de las políticas y los hallazgos de cuatro estudios que analizaron la dinámica de la coca durante lo corrido del siglo utilizando modelos de datos de panel y considerando explícitamente la endogeneidad. Luego una sección dedicada a mostrar las principales tendencias y datos desagregados como hechos estilizados. En la tercera sección se presentan los principales resultados de una estrategia metodológica basada en la consulta de información pública y el uso de un modelo dinámico de panel de datos para explicar la persistencia de los cultivos y los efectos de las intervenciones de política. Finalmente, una sección de conclusiones.

2. Antecedentes

En Colombia la producción de la coca se insertó en la colonización de la frontera agrícola, afectando aproximadamente a una cuarta parte del territorio nacional (UNODC 2017, p 32), en municipios marginados del progreso económico y social, vinculando a los agricultores más vulnerables por su pobreza y aislamiento, dando lugar a dinámicas características de las bonanzas de los enclaves productivos basadas en el monocultivo (Rocha, 2011, p 47). Donde la inercia y el rebote en las siembras han sido la respuesta de una economía de subsistencia ante una perturbación exógena al mercado (Dyer, Boucher y Taylor, 2005), tal como sería la adversidad derivada de las políticas, de allí que los cultivadores mitiguen riesgos mediante la renovación, el replante, la fragmentación de lotes, protestas y la siembra de nuevas áreas, junto con la promoción y resistencia violenta por parte de la criminalidad y la insurgencia. Todo lo anterior en medio de una vasta geografía con una precaria oferta de bienes públicos, incluidos el desarrollo rural y la seguridad.

En el mencionado contexto los cultivos ilícitos y sus políticas se tornaron endógenas, es decir, se determinaron mutuamente, con efectos indeseados sobre su efectividad y sostenibilidad (Rocha, 2016, p 34). La implementación hizo énfasis en la erradicación para reducir y contener la cosecha de coca, pero dado su efecto transitorio posteriormente era necesario erradicar y así sucesivamente. La erradicación por aspersión aérea y manual se aplicó en medio de la confrontación con las guerrillas y grupos paramilitares. El desarrollo alternativo se implementó condicionado a la erradicación buscando su mitigación y contención. Mientras que la interdicción del procesamiento la producción se realizó subsidiariamente a la erradicación. Así, las políticas de corto plazo se volvieron permanentes y principales, sin alterar significativamente las condiciones locales de marginalidad y vulnerabilidad, permitiendo la supervivencia de la mayoría de los tradicionales *clusters* cocaleros y la conformación de nuevos.

El período analizado comienza con el Plan Colombia y la cofinanciación internacional, principalmente de los Estados Unidos (1999-2002), el cual coincide con un récord histórico de hectáreas cultivadas, las negociaciones de paz del Gobierno con la guerrilla de las FARC y el escalamiento del conflicto armado con los paramilitares tras los cultivos de coca. Su componente antinarcóticos desplegó planes para el Putumayo y el Sur de Bolívar, combinando activamente aspersión y contrainsurgencia, apoyos productivos, junto con programas de atención humanitaria, promoción de los derechos humanos, titulación de tierras, prevención de violencia y delito, mejoramiento institucional, así como la ampliación de la red educativa, vías y obras de infraestructura (Rocha y Ramírez, 2005 p 168).

Durante el resto de la vigencia del Plan Colombia, se implementó la política de coca cero (2003-2009) de acuerdo con el Consejo Nacional de Política Económica y Social CONPES 3218 de 2003, condicionando el desarrollo alternativo a la erradicación previa y articulada a la política de seguridad. Entonces se sumó la erradicación manual forzosa de los Grupos Móviles de Erradicación. También se estableció el Programa de Familias Guardabosques, una transferencia monetaria condicionada a contratos colectivos por no cultivar ilícitos. En 2004 se creó el Centro de Coordinación de la Acción Integral para el desarrollo de los territorios recuperados por el Plan Colombia, dentro de la estrategia contrainsurgente de *clear-hold-build* y durante 2007-2009 se desplegó su programa piloto, el Plan de Consolidación Integral de la Macarena. El Programa de Erradicación de Cultivos Ilícitos con el herbicida Glifosato se hizo extensivo en 2005 a los parques nacionales. Este período coincidió con el proceso de paz con los paramilitares de 2003-2008 y una expansión en el cultivo.

Tras la nacionalización del Plan Colombia y la necesidad de buscar mejores resultados (Rocha y otros, 2009), el CONPES 3669 de 2010 vinculó el desarrollo alternativo y la erradicación manual al Plan Nacional de Consolidación Territorial, como estrategia de acción integral y secuencial para llevar la oferta estatal de seguridad, protección ciudadana y desarrollo social, económico e institucional a los territorios afectados por los grupos armados ilegales y el narcotráfico. Allí se propuso generalizar el protocolo de coca cero, es decir el compromiso comunitario de no siembra, ni resiembra, para acceder al desarrollo alternativo y la concertación para la erradicación manual, quedando para el resto, la judicialización efectiva de productores, la extinción de dominio y la erradicación forzosa. En 2011 se creó la Unidad Administrativa de Consolidación Territorial como parte del Departamento Administrativo para la Prosperidad Social (DPS), retomando los Programas contra Cultivos Ilícitos y los Grupos Móviles de Erradicación. Hasta 2013 el área cultivada se redujo sostenidamente hasta llegar a su mínimo histórico.

Luego en 2014 el Gobierno de Colombia y las FARC, una guerrilla que buscó financiamiento y apoyo político en los territorios cocaleros, anunciaron un preacuerdo para reorientar la estrategia hacia un programa de sustitución compensada y su articulación con una reforma rural.

Allí se propuso el Programa Nacional Integral de Sustitución de Cultivos de Uso Ilícito (PNIS), mediante la creación de oportunidades productivas y laborales, el acceso a tierras, la integración territorial e inclusión social, con fortalecimiento institucional y de capacidades participativas. Además de ofrecer programas de seguridad para las comunidades y los

territorios, que incluirían protección, interdicción, judicialización y el desminado, así como el tratamiento penal diferenciado para productores con extinción de la acción penal, tras dos años de la sustitución. En los casos de no suscripción voluntaria o incumplimiento de compromisos de sustitución se procedería a la erradicación manual, previo un proceso de socialización e información con las comunidades; quedando la aspersión como un recurso excepcional. En 2014 la aspersión de los parques nacionales fue declarada nula por el Consejo de Estado y en 2015 el Consejo Nacional de Estupefacientes suspendió la aspersión con glifosato invocando sus riesgos para la salud pública. A finales de 2016 se firmó el acuerdo de paz y las superficies recuperaron sus niveles de comienzos de siglo.

Durante el período analizado, se identificaron cuatro grandes hitos y tres etapas en la formulación de políticas: la implementación del Plan Colombia (1999-2002), la política de coca cero (2003-2009), el Plan Nacional de Consolidación Territorial (2010-2016) y el anuncio de la sustitución compensada en las negociaciones de paz (2014). Donde las políticas migraron desde la órbita de la política de seguridad nacional en un contexto de conflicto interno hacia un anunciado énfasis en desarrollo rural y control territorial, una vez suscritos los acuerdos de paz. Privilegiándose durante todo el período la erradicación, así como sus resultados sobre el área cosechada y las intervenciones de corto plazo, buscando mitigar y contener la persistencia.

La efectividad de las políticas ha sido motivo de intenso debate en la opinión pública y crecientemente materia de estudios, donde el tema de la endogeneidad entre los instrumentos y de estos con las superficies aún es incipiente.

Sin embargo, la endogeneidad o la mutua causalidad entre la coca y los instrumentos de política, implicaría que las estimaciones econométricas con modelos de datos de panel, que combinan series de tiempo y corte transversal, incluyendo rezagos de la variable explicada sean sesgadas e ineficientes, pues las variables explicativas se comportan determinísticamente, estando correlacionadas entre sí y con los errores, acarreado problemas de inconsistencia (Baltagi 2005, p 113).

Una solución a lo anterior consiste en sustituir en los modelos las variables que acusan endogeneidad a cambio de variables instrumentales, las cuales replican las originales, pero sin los problemas econométricos mencionados; identificando una variable instrumental o aproximada para estimar la variable endógena original y se procede a sustituirla en el modelo verificando que cumpla con los supuestos de no correlación con los errores (Greene, 1997 p 288 y p 640). Otra solución podría ser sustituir las variables originales, según el tipo de endogeneidad, en sus propios rezagos y diferencias, optimizando la disponibilidad de información mediante el Método Generalizado de Momentos (MGM).

Un puñado de trabajos ha coincidido en explicar el comportamiento de la coca a escala municipal a través de la econometría de datos de panel, considerando explícitamente la endogeneidad. Allí se aporta evidencia sobre el entendimiento de las causalidades, la disponibilidad de información, las alternativas metodológicas, así como sus alcances y limitaciones.

La estimación del área cosechada, neta de erradicación manual, usando un modelo dinámico de datos de panel para 1061 municipios del país, con rezagos de la variable dependiente y de las independientes (Arellano y Bond, 1991) para 2000-2007, mostró que

la coca reportada por UNODC en promedio cae 0,1 ha con respecto a su valor previo, se reduce en 0,48 ha ante la presencia de los operativos de las fuerzas armadas, cae en 46 ha y transcurrido un año cuando se reporta aspersión, y ante los programas de desarrollo alternativo disminuye en 25 ha luego de tres años de su implementación, controlando por la proporción de la población vulnerable a la coca, lo anterior con los signos esperados y satisfactoria significancia estadística (Rocha y otros, 2009 p 18). Allí para controlar la endogeneidad mediante el MGM se utilizaron como variables instrumentales de la ecuación el segundo rezago de las áreas cosechadas y las diferencias para las variables explicativas respectivamente (Tabla 1). Previamente se estimó un modelo panel estático (sin rezagos) con signos contrarios a los esperados y tampoco significativos.

Posteriormente dos trabajos utilizaron paneles estáticos para estimar la relación entre las has de coca y la aspersión, y luego un tercero recurrió de nuevo a la técnica dinámica.

Tabla 1

Estimaciones de superficie de coca mediante modelos econométricos de panel

| <i>Modelo</i> | <i>Período y N</i> | <i>Tratamiento de la endogeneidad</i> | <i>Resultados</i> | <i>Autoría</i> |
|----------------------------------|--|--|---|--------------------------|
| Panel dinámico | 2000-2007 N=1061 | Variable instrumental para las ha cosechadas rezagadas, su segundo rezago; y las diferencias para las variables explicativas en sus respectivos rezagos. | Coca (t-1) -0,07 ha, Interdicción 0,48 ha, desarrollo alternativo (t-3) -25,4 ha, aspersión (t-1) -46,5 ha, y el % de población vulnerable a la coca 0,03 ha. | Rocha y otros, 2009 p 31 |
| Panel estático con efectos fijos | 2001-2006 N=257 municipios con coca | Aspersión instrumentada en el costo de la política: la distancia a la base aérea antinarcóticos más próxima y la presencia de grupos armados ilegales (p 12). | La aspersión de una ha adicional eleva entre 0,51 y 0,66 las ha cosechadas; sumando erradicación manual 0,48-0,65. | Reyes 2011 p 36 y 38 |
| Panel estático con efectos fijos | 2000-2010 N=288 municipios con coca | Aspersión instrumentada por el financiamiento de los EEUU y la proporción del municipio donde es permitida. | Por cada ha adicional asperjada se reduce en 0,25 ha de coca. Luego de un año 0,42 y tras dos años 0,21. | Rozo 2013 p 11 |
| Panel dinámico | 1999- 2005 N=1000 municipios | La instrumentación de la coca cosechada es su segundo rezago, de las variables de política (aspersión, desarrollo alternativo y la presencia del Estado) su primer rezago y de la lluvia en su primera diferencia. | Coca (t-1) 0,7 y la aspersión de una ha adicional de coca tiene una reducción equivalente entre un 11% y 12%. | Abadie y otros 2015 p 2 |

Fuente: elaboración propia.

Para el período 2001-2006 y 257 municipios que reportaron coca en el censo del UNODC la estimación de las has de coca se realizó siguiendo un procedimiento de dos etapas (Reyes, 2011 p 36 y 38). En la primera se estimó la aspersión usando como variable instrumental la distancia municipal a la base aérea antinarcóticos más próxima, señalando que su localización estaba predeterminada por la geografía de los cultivos de coca. En una segunda etapa un panel con efectos fijos arrojó que la aspersión de una ha adicional incrementaría entre 0,51 y 0,66 ha la superficie cosechada. Además, agregando la aspersión y la erradicación manual, el mencionado coeficiente variaría entre 0,48 y 0,65.

El segundo panel estático analizó 288 municipios donde durante 2000-2010 UNODC había detectado superficies de coca, la aspersión se instrumentó en sus restricciones financieras y ambientales (Rozo, 2011 p 7). En una primera etapa un modelo con efectos fijos estimó las ha asperjadas en función de la proporción de la superficie municipal permitida para la aspersión multiplicada por el gasto antinarcóticos de los EEUU. Luego, en una segunda etapa, con el mencionado instrumento estimó las ha de coca cosechadas mediante un panel con efectos fijos, obteniendo en sendos modelos, que por cada ha adicional asperjada se había reducido la coca en un 25 %, luego de un año un 42 % y trascurridos dos años un 21 %.

Más recientemente, para 1.000 municipios y el período 1999-2005 se estimaron las ha de coca mediante un panel dinámico en función del primer rezago de las superficies de UNODC, de las precipitaciones pluviales, del desarrollo alternativo como la superficie relativa del municipio y la presencia del Estado según la distancia a las brigadas móviles (Abadie y otros, 2015). Allí el primer rezago de la coca, o su inercia, tiene un coeficiente de 0,7 y la aspersión marginalmente reduce la coca entre un 11% y 12%, ambos con alta significancia estadística, aunque lo contrario para las restantes variables explicativas. Allí el MGM consideró que la variable instrumental de la coca cosechada era su segundo rezago, mientras que para la aspersión, el desarrollo alternativo y la presencia del Estado fue el primer rezago, entretanto para la lluvia se tomó su primera diferencia.

Aunque los estudios anteriores coinciden a analizar la dinámica de la superficie cosechada durante el comienzo del presente milenio, no son enteramente comparables entre sí, tanto por la metodología escogida para manejar la endogeneidad, como por la cobertura de los municipios analizar, así como en sus resultados. Por una parte, los modelos estáticos coinciden en seleccionar los municipios con coca y en sustituir la aspersión con variables próximas a su factibilidad, con resultados encontrados. Por otra parte, los modelos dinámicos obvian la factibilidad municipal para la coca y consideran casi la totalidad del país, pero difieren en la definición e instrumentación en las variables explicativas, con resultados encontrados para la inercia y en los efectos de las políticas. De todas maneras, todos ilustran las ricas posibilidades que ofrece la econometría y la información disponible, para evaluar las políticas de control de los cultivos de coca.

2. Hechos estilizados

Durante lo corrido del presente siglo las trayectorias de las superficies de coca y de los principales instrumentos de política, reflejan altibajos en esfuerzos y resultados.

En último repunte en los cultivos fue precedido de un rebote antes de 2008 y un descenso hasta 2012. La erradicación, el desarrollo alternativo y su financiación aumentaron durante la mitad del período y lo contrario en lo restantes, mientras que la interdicción fue creciente. Si se añade la superficie erradicada a la censada, la superficie sembrada se habría reportado en casi la mitad de los municipios del país y habría duplicado el área cosechada. Los análisis de correlaciones muestran un cambio de énfasis desde la erradicación hacia la interdicción y el desarrollo alternativo.

Las superficies de coca que anualmente se reportan corresponden al Sistema Integral de Monitoreo de Cultivos Ilícitos (SIMCI) de la Oficina de Naciones Unidas contra la Droga y el Delito (UNODC) y al Centro de Crimen y Narcóticos (CNC) de la Agencia Central de Inteligencia de los Estados Unidos (CIA). La primera excluye la erradicación y equivaldría a la superficie cosechada, por consiguiente, si se reincorpora la aspersión aérea y la erradicación manual, descontando coeficientes de supervivencia y el efecto de la reaspersión, se tendría un estimativo del área sembrada (Rocha 2011, p 53), la cual comprendería 543 municipios, casi la mitad de los existentes. De esta manera se dispone de una aproximación al área cultivada y las decisiones de producción circunscrito a los objetivos del presente estudio, dejando por fuera consideraciones de edad, variedades y productividad de los cultivos (UNODC 2017, p 179).

Durante 1999-2016 en 57% de las observaciones a escala municipal se reportaron incautaciones, en 31% erradicación manual, en 29% destrucción de laboratorios, en 15% desarrollo alternativo y en 14% aspersión. La coincidencia municipal de la siembra con las incautaciones fue del 35%, con la erradicación manual fue del 31%, con la destrucción de laboratorios del 25%, con la aspersión un 14% y con el desarrollo alternativo el 11%. Solo en un 4% de las observaciones coincidieron conjuntamente la interdicción, el desarrollo alternativo y la erradicación. En una tercera parte de la información la coca había sido reportada donde ya existía y a pesar de las políticas.

La trayectoria el área reportada por UNODC, primero descendió de 160 mil ha a 78 mil entre 1999 y 2006, luego repuntó a 98 mil ha en 2007 para luego caer a 48 mil en 2012, y finalmente remontó a las 148 mil en 2016 (Gráfica 1). La trayectoria del área sembrada casi dobla a la anterior, revelando en 2001 un repunte a las 218 mil ha y valores muy superiores en 2007 y 2012. Entre las dos mencionadas trayectorias se han movido los estimativos del CNC. Las tres mediciones coinciden en mostrar repuntes de la coca en la mitad del período y convergen al final.

Durante 1999-2016 el gasto directo de las políticas de erradicación y desarrollo alternativo sumó US\$ 6.362 millones, para un promedio anual de US\$ 358 millones, un 71% destinado a la erradicación, principalmente mediante aspersión aérea y financiada por los Estados Unidos. Durante 2003-2009 el gasto promedio anual se elevó a US\$ 493 millones y luego descendió hasta US\$ 87 millones en 2016, mientras que aumentaba la participación del desarrollo alternativo.

Gráfica 1

Superficies de coca e instrumentos de política 1999-2016



Fuente: UNODC, CNC, DPS, USAID, MJD. Elaboración propia

La implementación privilegió la erradicación sobre los demás instrumentos de política. Entre 1999 y 2016, se reportó la erradicación de más de 2 millones de ha, un 82% mediante aspersión aérea y el resto a través de la erradicación manual, con promedios anuales de 97 mil y 21 mil ha, respectivamente. El mayor repunte de la aspersión aérea se dio desde las 43 mil ha hasta las 130 mil entre 1999 y 2002, para luego promediar 139 mil ha durante 2003-2009, y luego decrecer hasta su prohibición en 2016. Mientras que la erradicación manual luego de promediar las 39 mil ha anuales entre 2003 y 2009, finalmente se redujo a poco más de cinco mil en 2016.

Entretanto la interdicción aumentó sostenidamente tanto en términos de destrucción de laboratorios, como de incautaciones de producto terminado. Al mismo tiempo, las familias involucradas en los programas de desarrollo alternativo promediaron aproximadamente 41 mil durante todo el período, elevándose a 51 mil durante 2003-2009, para luego promediar cerca de 23 mil familias.

La endogeneidad entre las políticas y las superficies se hace evidente en términos de las correlaciones. Las superficies sembradas (cosechadas) estuvieron correlacionados en 0,83 (0,44) con la aspersión, un 0,49 (0,24) con la erradicación manual, un 0,53 (0,45) con la destrucción de laboratorios, un 0,31 (0,30) con las incautaciones y un 0,24 (0,28) con el desarrollo alternativo (Tabla 2).

La correlación entre las cosechas con la aspersión y la erradicación casi se duplica cuando se compara con las siembras, resultado de sumarle a estas últimas la aspersión y la erradicación. La erradicación y la interdicción han estado correlacionadas con la destrucción

de laboratorios, un 0,37 cuando se trata de aspersión y un 0,44 con la erradicación manual. Las incautaciones tienen una correlación del 0,41 con la destrucción de laboratorios.

Tabla 2

Correlaciones entre las superficies de coca y los instrumentos de política 1999-2016

| | Siembra | Cosecha | Aspersión área | Erradicación manual | Desarrollo Alternativo | Laboratorios destruidos | Incautaciones |
|-------------------------|---------|---------|----------------|---------------------|------------------------|-------------------------|---------------|
| Siembra | 1 | | | | | | |
| Cosecha | 0,83 | 1,00 | | | | | |
| Aspersión aérea | 0,83 | 0,44 | 1,00 | | | | |
| Erradicación manual | 0,49 | 0,24 | 0,29 | 1,00 | | | |
| Desarrollo Alternativo | 0,24 | 0,28 | 0,12 | 0,11 | 1,00 | | |
| Laboratorios destruidos | 0,53 | 0,45 | 0,37 | 0,44 | 0,11 | 1,00 | |
| Incautaciones | 0,31 | 0,30 | 0,20 | 0,20 | 0,06 | 0,41 | 1,00 |

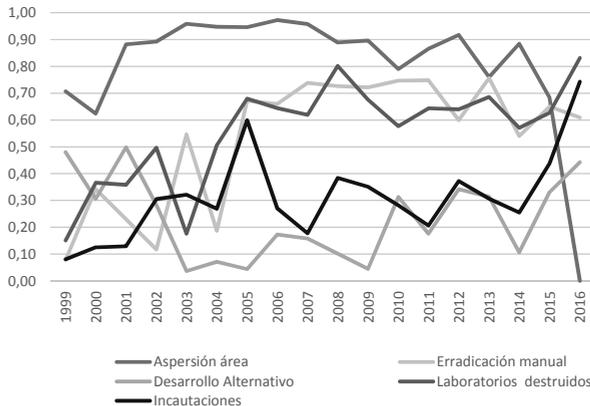
Fuente: UNODC y MJD. Elaboración propia.

Los cambios en la política también se aprecian cuando las correlaciones se calculan anualmente (Gráfica 2). Hasta 2002 resultaba claro el énfasis del Plan Colombia en la aspersión y el desarrollo alternativo; luego entre 2003 y 2009 la política de *cero coca*, las correlaciones muestran como se privilegió la erradicación y la destrucción de laboratorios; posteriormente, con la Política de Consolidación Territorial se dio un mayor énfasis en el desarrollo alternativo y las incautaciones, junto con una reducción de la erradicación.

La correlación entre la aspersión y las superficies sembradas osciló en torno al 90% hasta el 2014 cuando comienza su caída. Para el desarrollo alternativo las correlaciones superaron el 30% durante 1999-2002 y luego se postraron en 2003-2009, desde entonces se incrementó hasta un 40% en 2016. A partir de 2004 las correlaciones de la erradicación manual y destrucción de laboratorios repuntan por encima del 60%. Mientras las correlaciones de las incautaciones, la destrucción de laboratorios y el desarrollo alternativo aumentan a partir de 2014, en contraste con la caída de la erradicación.

Gráfica 2

Correlaciones anuales entre las siembras y la implementación de la política 1999-2016



Fuente: UNODC y MJD. Elaboración propia.

Durante 1999-2016 las superficies sembradas casi doblaron las áreas cosechadas, debido a la erradicación, configurándose en un indicador de su resultado y el principal de toda la estrategia, subestimando la magnitud de la afectación territorial y el esfuerzo requerido, privilegiando la implementación de la erradicación. La escala de la instrumentación y su composición estuvo determinada por su financiamiento, correspondiéndole la mayor participación a la aspersión aérea y durante el período 2003-2009. La implementación permite identificar un énfasis en la aspersión aérea desde 1999-2002, posteriormente el realce de la erradicación manual y la interdicción 2003-2009, y luego el declive de la erradicación. Las superficies de coca estuvieron estrechamente correlacionadas con la aspersión, con la erradicación manual y con la destrucción de laboratorios, y en menor medida con las incautaciones y el desarrollo alternativo.

3. Un modelo dinámico de datos de panel

Para la estimación de la relación entre las superficies y las políticas de control se recurrirá a un modelo dinámico de datos de panel, siguiendo la literatura relevante (Bontempi y Golinelli, 2006, Baum, 2013; Labra y Torrecillas, 2014), con un mayor detalle en el anexo de la metodología del Método Generalizado de Momentos (MGM), donde:

$$\Delta h_{it} = \Delta h_{i,t-j} \alpha + \Delta x_{it} \beta + \Delta \epsilon_{it} ; \quad E(\Delta h_{i,t-j}, \Delta \epsilon_{it}) = 0 ; \quad j \geq 2$$

Allí para cada municipio i en el año t los cambios en las superficies de coca, Δh , dependen de sí mismos con un rezago j , que se reflejan en α , la superficie que persiste con respecto al período anterior; las áreas también serán explicadas por coeficientes β que miden la respuesta de los cambios en las superficies ante los cambios rezagados en las variables explicativas Δx_{it} : aspersión (A), erradicación manual (E), desarrollo alternativo (DA), destrucción de laboratorios (L) e incautaciones (I). A cada municipio le corresponderán de manera inobservada, unos efectos individuales η_i , junto con errores idiosincráticos y otros de tiempo y lugar, ϵ , ambos i.i.d. con $N(0, \sigma)$.

De acuerdo con este modelo, la identificación del modelo se fundamenta en la instrumentación de las variables explicativas según su exogeneidad con los errores (Arellano y Bond, 1991). Entonces se utilizarán los propios rezagos para sustituirlas como instrumentos para el caso de las variables predeterminadas y las endógenas, mientras que se usan sus propias diferencias cuando se consideran exógenas. Para cada una de las variables instrumentales le corresponderá una ecuación según variable, rezago y período de tiempo, y una columna en la matriz de instrumentos.

Las variables endógenas serían determinadas dentro del modelo y estarían correlacionadas con los errores presentes y pasados, pero no con los del futuro. $E(x_{it} \epsilon_{is}) \neq 0$ para $s \leq t$, pero $E(x_{it} \epsilon_{is}) = 0$ para $s > t$. Sería el caso de las superficies de coca rezagadas. Otro tanto acontecería con la aspersión, la erradicación y la destrucción de laboratorios, como actividades que consultan las superficies de la coca.

Las variables predeterminadas, las cuales son establecidas parcialmente por fuera del modelo, sus valores presentes no estarían correlacionados con los errores actuales ni futuros, pero sí con los errores pasados. $E(x_{it} \epsilon_{is}) \neq 0$ si $s > t$, $E(x_{it} \epsilon_{is}) = 0$ con $s \leq t$. Tal

como ocurriría con los programas de desarrollo alternativo condicionados a la erradicación y los cuales tienen tiempos de maduración.

Las variables estrictamente exógenas serían determinadas por fuera del modelo y no estarían correlacionadas con el resto de los regresores y en ningún momento con los errores. $E(x_{it} \epsilon_{is}) = 0 \forall t, s$. Correspondería a variables dicótomas anuales como efectos fijos de tiempo que recogerían perturbaciones por fuera del modelo y a las incautaciones de producción realizadas independientemente de los cultivos.

En esta ocasión se incorporará la erradicación manual y se excluirá el índice de población vulnerable por su baja variabilidad, así como los operativos de las fuerzas armadas como *proxy* de la interdicción por su disponibilidad, a cambio de utilizar las incautaciones y la destrucción de laboratorios. Las variables se usan en niveles para su facilitar su comparabilidad. El desarrollo alternativo corresponderá al número de familias beneficiadas. El número de municipios comprende 543 donde se ha reportado coca y/o erradicado durante 1999-2016 y ese será el período de análisis.

Los eventuales problemas de sobreidentificación de los parámetros y heterocedasticidad se minimizarán mediante el procedimiento en dos etapas, la robustez en la matriz de varianzas covarianzas, las restricciones al número de instrumentos y el monitoreo de su validez mediante el test de Hansen.

A continuación, se describen las variables y sus fuentes en el Observatorio de Drogas de Colombia, así como los signos esperados:

(+) Coca cosechada (C) y sembrada (S), la primera corresponde a las ha reportadas en el año corriente según UNODC, neta de erradicación manual, y la segunda equivale a la coca cosechada ajustada por erradicación manual y la aspersión. Su rezago con signo positivo reflejaría la inercia.

(-) Aspersión: has, consultando la Policía Nacional.

(-) Erradicación manual: has, consultando al DPS.

(-) Desarrollo Alternativo: nuevas familias beneficiadas, consultando al DPS.

(-) Laboratorios destruidos: número, consultando la Policía Nacional.

(-) Incautaciones de coca, base y cocaína: kilos equivalentes a base de cocaína, consultando el Ministerio de Defensa.

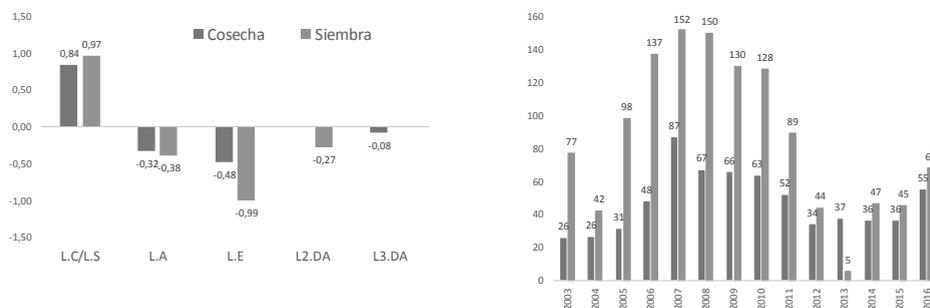
Los modelos para la coca cosechada (C) y sembrada (S) incorporan información rezagada de las variables explicativas que resultaron con los signos esperados y elevada significancia estadística individual, cuya interpretación corresponde a cambios en las ha sembradas que en promedio ocurrirían a escala municipal debido a un incremento en una unidad adicional de una variable explicativa permaneciendo lo demás constante (Gráfica 3).

De acuerdo con el modelo para la cosecha, el efecto rezagado de la coca (L.C) o la inercia de una ha adicional sobre el período siguiente es de 0,84 ha. De igual manera, incrementar en una ha la erradicación manual ocasiona un año después una reducción de 0,48 ha cosechadas (L.E) y 0,32 ha luego de una aspersión aérea de glifosato (L.A). Mientras que

la atención de una familia mediante un programa de desarrollo alternativo transcurrido tres años (L3.DA) le correspondería una reducción 0,08 has cosechadas. Las *dummies* de tiempo muestran exogeneidades alcistas al comienzo y al final del período, Las incautaciones y la destrucción de laboratorios no fueron significativos (anexo de resultados de los modelos).

Gráfica 3

Coeficientes de las variables explicativas de los cambios en las áreas de la coca (ha)



Fuente: Anexo. L=rezago de un año y sucesivamente, A=aspersión, E=erradicación manual, DA=desarrollo alternativo

La pertinencia explicativa de rezagar las variables del modelo se deriva del análisis de los errores del modelo (anexo metodológico). Estos muestran (descartan) la existencia de una correlación serial de primer (segundo) orden de acuerdo con el valor de $-2,92$ ($1,87$) y p -valor de $0,004$ ($0,061$) en el test de Arellano-Bond rechazando (aceptando) la hipótesis nula. Además, se verificó la estacionariedad de la variable explicada mediante la prueba de raíz unitaria de Im, Pesaran y Shin (2002, p 7) con un t -bar de $-1,91$ y un p -value de 0 , rechazándose la hipótesis nula de no estacionariedad considerando todos los municipios.

De acuerdo con la metodología de MGM, la cosecha, la aspersión, y la erradicación son rezagadas un período, como variables explicativas endógenas fueron instrumentadas por sus respectivos rezagos. Mientras que para el desarrollo alternativo fue instrumentado su tercer rezago, como variable predeterminada. En tanto que las variables dicótomas para cada año, en su carácter de exógenas, se instrumentaron con sus primeras diferencias.

Además, la constante se eliminó del modelo buscando mejorar la significancia individual y la matriz de instrumentos se limitó a los rezagos 3-5 para las variables endógenas y se apiló, de tal manera que el número de instrumentos se redujo a 37 instrumentos y el test de Hansen arrojó $24,4$ y un p -valor de $0,081$ indicando que la validez del ajuste (anexo metodológico).

Previamente, se estimó un modelo similar al anterior, pero con la constante y sin restricciones al número de instrumentos, donde el problema de sobreidentificación resultó evidente en los signos de los coeficientes, su significancia estadística y los test de autocorrelación y de sobreidentificación (anexo de resultados de los modelos).

También en un principio se estimaron paneles estáticos con efectos fijos y efectos aleatorios cuyos resultados justificaron la pertinencia de la aproximación dinámica. Ambas modalidades de panel arrojaron coeficientes con el signo esperado y una elevada significancia estadística, exceptuando la erradicación manual en el modelo de efectos aleatorios. El test de Hausman de 1.924,79 y un p-valor de 0, rechazó la hipótesis nula de los efectos individuales correlacionados con las variables explicativas, sugiriendo la pertinencia del modelo con efectos fijos.

En los modelos de paneles estáticos los coeficientes de las políticas fueron inferiores a los obtenidos en el modelo dinámico. Un sesgo atribuible a la endogeneidad en los datos, manifestada en la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad, tal como lo indicó un test de Wooldridge (2002, p 282) para AR (1) de 48,9 y el test de Wald modificado para heterocedasticidad grupal (Baum, 2001) con un valor de 5.90E+06 y un p-valor de 0, que rechazó la hipótesis nula de homocedasticidad.

Además, se estimó un modelo dinámico para la coca sembrada (S) con resultados similares en términos de variables y significancia estadística, pero con mayores coeficientes que los estimados con el modelo para cosechas (Gráfica 3). La inercia de la siembra (L.S), es del 0,97 ha, superior en 15%; a la aspersión aérea de glifosato (L.A) le correspondería un efector retardado de -0,38 ha, mayor en 19%; mientras que la respuesta rezagada a la erradicación manual (L.E) de -0,99 ha sembradas, sería el doble; mientras que el desarrollo alternativo (L2.DA) reduce la cosecha en 0,27 ha luego de dos años, siendo relativamente tres veces y media más elevado.

Al modelo para la siembra se llega recorriendo una ruta metodológica equivalente al modelo para las superficies cosechadas y en total se utilizaron 36 instrumentos. Allí el test de Arellano-Bond también aceptó (rechazó) la existencia de una correlación serial de primer (segundo) orden con el valor de -3,18 (0,07) y p-valor de 0,00 (0,94). Igualmente, el test de Hansen validó las restricciones a la sobreidentificación con un valor de 21,53 y un p-valor de 0,37.

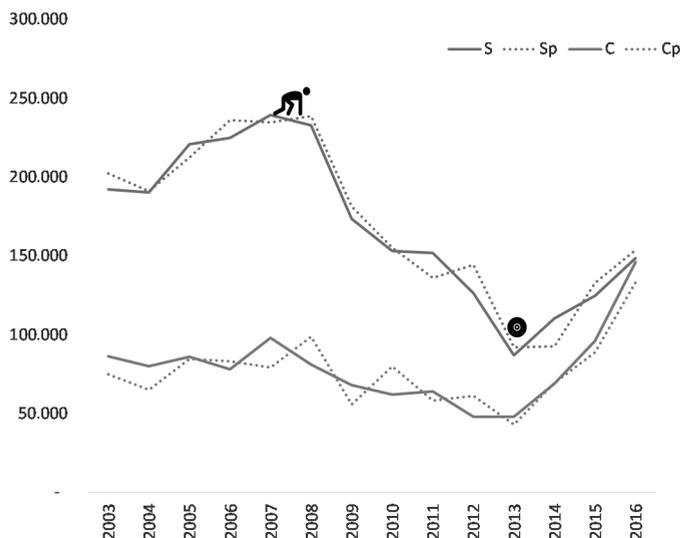
En ambos modelos dinámicos los coeficientes de las *dummies* de tiempo predominan los valores positivos y significativos, revelando la persistencia de factores exógenos que anualmente exacerbaron las superficies, visiblemente al comienzo y al final del período. Cuando se retiran las *dummies* de tiempo los modelos muestran robustez en los valores y en la significancia estadística de los coeficientes, además de mantener las propiedades de las correlaciones y de las restricciones a los instrumentos.

Estos modelos tienen la capacidad de replicar la interacción entre los cultivos de coca y a las políticas públicas. Es decir, la tensión entre la inercia del crecimiento rezagado de la coca y la respuesta del Gobierno. La primera habría prevalecido al principio y terminando el período. El componente inercial ha sido mitigado de manera parcial y transitoria por los diferentes instrumentos, estando pendiente de intervenir sus determinantes estructurales (Gráfica 4).

Gráfica 4

Proyección de las has de coca para el período 2003-2016

C= cosecha, S=siembra, Cp= cosecha proyectado, Sp= siembra proyectado



Fuente: elaboración propia según anexo.

4. Conclusiones

Las metas y resultados se han medido según el área cosechada de coca, netas de la erradicación, subordinando esta última al resto de los instrumentos, con efectos transitorios al permanecer la marginalidad rural inalterada, requiriéndose de nuevas erradicaciones y así sucesivamente.

De esta manera, los cultivos ilícitos y sus políticas se tornaron endógenas, determinándose mutuamente, con efectos indeseados sobre su efectividad y sostenibilidad. Los instrumentos y metas de corto plazo, como la erradicación se volvieron permanentes y principales dentro de la estrategia, sin alterar significativamente las condiciones locales de marginalidad y vulnerabilidad.

Durante 1999-2016 las superficies de coca y la aplicación de las políticas presentaron altibajos. El reciente repunte en los cultivos estuvo antecedido por un rebote antes de 2008 y de una reducción hasta 2012. La erradicación, el desarrollo alternativo y su financiación aumentaron durante la mitad del período y lo contrario desde entonces, mientras que la interdicción fue creciente todo el tiempo. Si se añade la superficie erradicada a la censada, la superficie sembrada se habría reportado en casi la mitad de los municipios del país y habría duplicado el área cosechada, subestimando el diagnóstico y el esfuerzo de política.

Entre las políticas la mayor ocurrencia municipal le corresponde a la interdicción, seguida de las incautaciones, la erradicación manual, el desarrollo alternativo y finalmente la aspersión. La implementación integral políticas ha sido minoritaria y en una tercera parte de la información la coca había sido reportada donde ya existía y a pesar de las políticas.

Entre 1999 y 2016, se reportó la erradicación de más de 2 millones de ha, ocho de cada diez mediante aspersión aérea y su mayor intensidad durante 2003-2009, como también aconteció con la erradicación manual y el desarrollo alternativo. La interdicción aumentó sostenidamente la destrucción de laboratorios y la incautación de producto.

La endogeneidad entre las políticas y de estas con las superficies se hizo evidente en las correlaciones. Las superficies estuvieron estrechamente correlacionadas con la aspersión, la erradicación manual y la interdicción, aunque en menor medida respecto al desarrollo alternativo.

Para sortear el sesgo inherente a la endogeneidad entre las variables, separar la inercia propia de los cultivos y los efectos de las políticas, y optimizar el uso de la información existente, se utilizaron modelos dinámicos de panel de datos.

Los resultados destacan la importancia de la inercia de los cultivos, el efecto rezagado de las políticas y la persistencia de factores exógenos. Los modelos estiman en promedio el aumento de área por cada repunte de una unidad en cada variable explicativa, permaneciendo lo demás constante. De esta manera, la inercia en la cosecha (siembra) se reflejó en la persistencia de 0,84 (0,97) ha por cada ha que haya variado el año anterior. Mientras que, como respuesta a la aspersión aérea la superficie cambió en -0,32 (-0,38) ha y ante la erradicación manual en -0,48 (-0,99) ha, mientras que el desarrollo alternativo con un rezago de tres (dos) años de 0,08 (-0,27) ha. En ambos modelos dinámicos los coeficientes de las *dummies* de tiempo predominan los valores positivos y significativos, revelando la persistencia de factores exógenos que anualmente exacerbaban las superficies, especialmente al principio y al final del período.

Los mayores coeficientes del modelo para siembras con respecto al modelo para la cosecha revelan como este último subestima tanto la inercia y las exogeneidades anuales, como la efectividad de los instrumentos de política, especialmente la erradicación manual y del desarrollo alternativo.

Así, la dinámica de la coca ha mantenido un elevado componente inercial que ha sido mitigado de manera parcial y transitoria por los diferentes instrumentos, estando pendiente de intervenir sus determinantes estructurales. Un ominoso paralelo con Sísifo quién por su reconocido ingenio para eludir la voluntad de los dioses, fue destinado a remontar una pesada roca hasta la cima del Tartaro, y una vez allí, esta rodaba, y todo recomenzaba.

Anexo Metodológico

Para el modelaje empírico de las superficies sembradas (S) o cosechadas (C) de coca a escala municipal y para el período 1999-2016, se recurrirá a un modelo dinámico de datos de panel, siguiendo guías de su implementación (Bontempi y Golinelli, 2006, Baum, 2013; Labra y Torrecillas, 2014) y la literatura teórica relevante, donde:

$$h_{it} = \eta_i + \sum_{j=1}^p \alpha_j h_{it} + x_{it}\beta + v_i + \epsilon_{it} \quad \text{con } \alpha < 1 \quad (1)$$

$$i = \{1, \dots, N\}; j = \{1, \dots, p\}; t = \{1, \dots, T_i\}$$

Allí, para cada municipio i en el año t las ha de coca, h , depende de sí misma con un rezago j , según un coeficiente α , el cual refleja el área que persiste con respecto al año anterior y con un valor menor a la unidad; así como de un conjunto de variables independientes que están en la matriz X , es decir: aspersión (A), erradicación manual (E), desarrollo alternativo (DA), destrucción de laboratorios (L) e incautaciones (I); las cuales podrían estar rezagadas y contener variables dicótomas de tiempo, correspondiéndoles coeficientes β , los cuales serían el aumento de las áreas por cada unidad adicional en las variables explicativas.

Además, a cada municipio le corresponderán de manera inobservada, unos efectos individuales η_i , junto con errores idiosincráticos y otros de tiempo y lugar, ϵ_{it} , ambos i.i.d. con $N(0, \sigma)$. Dado que las pruebas de autocorrelación y las estimaciones robustas de los coeficientes de errores estándar, asumen ausencia de correlación entre los errores individuales, se incluyen variables dicótomas para cada año del período (Roodman, 2006 p 40).

La disponibilidad de información permite tener un panel de datos balanceado y relativamente amplio y prolongado, al tenerse disponibilidad de información para 543 municipios durante 1999-2016.

Sin embargo, la ecuación (1) implicaría el riesgo de inconsistencia de las estimaciones debido a la heterogeneidad dinámica y a la endogeneidad.

Por consiguiente, se verificará la condición de estacionariedad de la variable independiente para incorporar como explicativa su primer rezago, aplicando una prueba de raíz unitaria, basado en una prueba de Dickey-Fuller y su promedio municipal, donde se rechazaría la hipótesis nula de no estacionariedad con un p-value < 5% (Im y otros, 2002). La presencia de raíces unitarias en paneles dinámicos y su heterogeneidad a través de los municipios que lo integran, incorporarían los sesgos inherentes a la existencia de regresores serialmente correlacionados (Baltagi, 2005 p 237).

Además, dado que el efecto fijo inobservable (η_i) está correlacionado con el rezago de la variable dependiente (S_{it-j}), implicaría una endogeneidad y por consiguiente un sesgo en las estimaciones, las cuales serían inconsistentes mediante modelos convencionales de panel de datos estáticos (sin rezagos). De hecho, los efectos fijos η_i municipales corresponderían a factores idiosincráticos que explican la probabilidad de un municipio a ser vulnerable a la coca (Rocha, 2011 p 55) tienden a no cambiar en el tiempo y se encuentran correlacionados con las variables y los errores del modelo, su lista comprende

aspectos geográficos, sociales, institucionales y económicos que determinan la competitividad de los cultivos de coca.

Una solución al problema de endogeneidad consiste en tomar primeras diferencias de la ecuación 1, removiendo los efectos fijos y la constante. No obstante, la correlación aún persistiría entre la diferencia en la variable dependiente rezagada y la diferencia en los errores, pues ambas contienen valores de $t-1$ (Baum, 2013 p 5).

$$\Delta h_{it} = \Delta h_{i,t-j} \alpha + \Delta x_{it} \beta + \Delta \epsilon_{it} \quad ; \quad E(\Delta h_{i,t-j}, \Delta \epsilon_{it}) = 0 \quad ; \quad j \geq 2 \quad (2)$$

En consecuencia, se procedió a utilizar el estimador de Arellano y Bond (1991) basado en el Método Generalizado de Momentos (MGM), donde la condición de identificación del modelo se fundamenta en el tipo de exogeneidad de las variables explicativas, usando como instrumentos las mismas variables originales (ecuación 2). Se utilizan los propios rezagos como instrumentos para las variables predeterminadas y endógenas, mientras que se usan diferencias para las exógenas, los cuales en común no estarán correlacionados con los errores del modelo. Para cada una de las variables instrumentales le corresponderá una ecuación según variable, rezago y período de tiempo, y una columna en la matriz de instrumentos de MGM.

Las variables endógenas serían determinadas dentro del modelo y en el momento seleccionado (s) estarían correlacionadas con los errores presentes y pasados, pero no con los del futuro. $E(x_{it} \epsilon_{is}) \neq 0$ para $s \leq t$, pero $E(x_{it} \epsilon_{is}) = 0$ para $s > t$. Sería el caso de la has de coca rezagadas. Otro tanto acontecería con la aspersión, la erradicación y la destrucción de laboratorios como actividades que consultan las superficies de coca.

Las variables predeterminadas, son establecidas parcialmente por fuera del modelo, sus valores presentes no estarían correlacionados con los errores actuales ni futuros, pero si con los errores pasados $E(x_{it} \epsilon_{is}) \neq 0$ si $s > t$, $E(x_{it} \epsilon_{is}) = 0$ con $s \leq t$. Tal como ocurriría con los programas de desarrollo alternativo establecidos en lugares donde ya se había erradicado e incluyen proyectos de diversa maduración.

Las variables estrictamente exógenas serían determinadas por fuera del modelo y no estarían correlacionadas con el resto de los regresores y en ningún momento con los errores. $E(x_{it} \epsilon_{is}) = 0 \quad \forall t, s$. Correspondería a variables dicótomas anuales como efectos fijos de tiempo que recogerían perturbaciones por fuera del modelo y a las incautaciones realizadas de manera independiente de los cultivos.

Por construcción (ecuación 2), la diferenciación de los errores implicaría un proceso de media móvil de orden uno (MA1) y una correlación serial de primer orden, mas no de segundo orden, dada la independencia serial de los errores. Para los errores del modelo la existencia de correlación serial de primer (segundo orden), se verifica si el test de Arellano-Bond arroja un p-valor $< 0,05$ para rechazar (aceptar) la hipótesis nula de no correlación.

Si los errores resultantes del modelo MGM, son homocedásticos se procede a verificar que la especificación del modelo es correcta y que la sobreidentificación no es problemática, calculando el test de Sargan, para un p-valor $> 0,05$. Si se presume

heterocedasticidad se corre un MGM en dos etapas, mediante el cual los primeros errores se utilizan para estimar la matriz de ponderación óptima de la varianza, que sea asintóticamente eficiente y permita su invertibilidad.

Sin embargo, a medida que aumenta T exponencialmente crecerá el número de instrumentos y el riesgo de sobreidentificación del modelo (Roodman, 2007, p 8) pues los coeficientes de los errores estándar tienden a estar subestimados y no i.i.d., siendo necesario hacer robusta la matriz de ponderación frente a la heterocedasticidad y la autocorrelación, mediante una corrección de muestra finita adicionándole una serie de Taylor (Windmeijer, 2005).

Por consiguiente, se verificará que los instrumentos sean válidos, mediante el cálculo del test de Hansen, considerando un valor mayor a 0,05 del p-valor y menor a 0,8, para no rechazar la hipótesis nula de adecuada identificación o que las restricciones de sobreidentificación son válidas, procurando que el número de instrumentos sea el mínimo con respecto al número de grupos (municipios).

La sobreidentificación se mitiga restringiendo el número de rezagos y apilando la matriz de instrumentos en un vector columna (Mehrhoff, 2009, p 10), es decir, especificando un instrumento por cada variable y rezago, sin considerar el resto del período de tiempo.

Anexo de resultados de los modelos

| Variables explicadas >> | D.C | | | | | | | | D.S | | | |
|----------------------------------|-------|---------|-----------|---------|---------|---------|--------|---------|---------|---------|--|--|
| Modelos >> | EF | | EA | | MGM | | MGM 1/ | | | | | |
| Variables explicativas | Coef. | P-valor | Coef. | P-valor | Coef. | P-valor | Coef. | P-valor | Coef. | P-valor | | |
| L.C/L.S | 0,67 | 0,00 | 0,90 | 0,00 | 0,89 | 0,00 | 0,84 | 0,00 | 0,97 | 0,00 | | |
| L.A | -0,08 | 0,00 | -0,01 | 0,01 | -0,01 | 0,68 | -0,32 | 0,00 | -0,38 | 0,00 | | |
| L.E | -0,13 | 0,00 | 0,04 | 0,00 | 0,04 | 0,03 | -0,48 | 0,02 | -0,99 | 0,00 | | |
| L2.DA | | | | | | | | | -0,27 | 0,03 | | |
| L3.DA | -0,05 | 0,00 | -0,02 | 0,02 | -0,02 | 0,57 | -0,08 | 0,00 | | | | |
| 2002 | -36,3 | 0,05 | -146,5 | 0,00 | | | | | | | | |
| 2003 | -16,6 | 0,37 | -117,4 | 0,00 | 28,98 | 0,44 | 25,89 | 0,04 | 77,13 | 0,04 | | |
| 2004 | 0,0 | 0,00 | -98,7 | 0,00 | 47,41 | 0,13 | 26,32 | 0,09 | 42,41 | 0,16 | | |
| 2005 | 8,4 | 0,65 | -84,0 | 0,00 | 62,27 | 0,02 | 31,26 | 0,01 | 98,49 | 0,00 | | |
| 2006 | -3,9 | 0,84 | -109,1 | 0,00 | 37,14 | 0,22 | 48,00 | 0,01 | 137,34 | 0,00 | | |
| 2007 | 51,4 | 0,01 | -56,5 | 0,00 | 89,70 | 0,00 | 86,87 | 0,00 | 152,13 | 0,00 | | |
| 2008 | -3,9 | 0,83 | -126,2 | 0,01 | 20,08 | 0,43 | 67,11 | 0,00 | 149,88 | 0,00 | | |
| 2009 | 0,5 | 0,98 | -122,0 | 0,00 | 24,08 | 0,31 | 65,64 | 0,01 | 130,21 | 0,00 | | |
| 2010 | -5,5 | 0,77 | -109,0 | 0,00 | 37,00 | 0,20 | 63,41 | 0,00 | 128,24 | 0,00 | | |
| 2011 | 2,7 | 0,88 | -93,3 | 0,00 | 52,66 | 0,07 | 52,03 | 0,00 | 89,48 | 0,00 | | |
| 2012 | -33,0 | 0,07 | -126,3 | 0,00 | 19,74 | 0,49 | 33,89 | 0,02 | 44,06 | 0,18 | | |
| 2013 | -17,8 | 0,34 | -100,8 | 0,00 | 45,23 | 0,12 | 37,36 | 0,02 | 5,37 | 0,85 | | |
| 2014 | 9,7 | 0,60 | -63,6 | 0,00 | 82,33 | 0,01 | 36,30 | 0,00 | 46,70 | 0,04 | | |
| 2015 | 32,2 | 0,08 | -47,7 | 0,00 | 98,45 | 0,01 | 36,32 | 0,00 | 45,45 | 0,05 | | |
| 2016 | 89,5 | 0,00 | 0,0 | 0,02 | 146,21 | 0,00 | 55,16 | 0,00 | 68,10 | 0,00 | | |
| Cons | 72,2 | 0,00 | 111,7 | 0,00 | -34,05 | 0,24 | | | | | | |
| Observaciones | 8.145 | | 8.145 | | 8.145 | | 7.602 | | 8145,00 | | | |
| Grupos | 543 | | 543 | | 543 | | 543 | | 543,00 | | | |
| Obs por grupo | 15 | | 15 | | 15 | | 14 | | 15 | | | |
| R-cuadrado: | | | | | | | | | | | | |
| Dentro | 0,44 | | 0,40 | | | | | | | | | |
| Entre | 0,93 | | 0,98 | | | | | | | | | |
| Total | 0,68 | | 0,74 | | | | | | | | | |
| Test de Wald | | | 23.116,33 | 0,00 | 1472,68 | 0 | 283,25 | 0,00 | 337,56 | 0,00 | | |
| Test de Hausman | | | 1.924,79 | 0 | | | | | | | | |
| Test de Arellano-Bond para AR(1) | | | | | -2,56 | 0,011 | -2,92 | 0,00 | -3,18 | 0,00 | | |
| Test de Arellano-Bond para AR(2) | | | | | 1,64 | 0,102 | 1,87 | 0,06 | 0,07 | 0,94 | | |
| Instrumentos | | | | | 578 | | 37 | | 36 | | | |
| Test de Hansen | | | | | 543,01 | 0,678 | 24,4 | 0,08 | 21,53 | 0,37 | | |

Fuente: UNODC, MJD, DPS. Elaboración del autor usando xtabond2. C=cosecha, S=siembra, E=erradicación manual, DA=desarrollo alternativo, 2002=dummy para 2002, D= primera diferencia anual, L=primer rezago, EF =modelo con efectos fijos, EA=modelo con efectos aleatorios, MGM=modelo dinámico.

1/ la matriz de instrumentos se limitó a los rezagos 3-5 en el modelo de cosecha (siembras) para las variables endógenas y se apiló.

Referencias

- ABADIE, A. ACEVEDO, M., KUGLER, M. Y J. VARGAS (2015). «Inside the War on Drugs: Effectiveness and Unintended Consequences of a Large Illicit Crops Eradication Program in Colombia». April 19.
- ARELLANO M. Y S. BOND (1991). «Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations». *Review of Economic Studies* 58, 277-297.

- BALTAGI, B.H. (2005). «Econometric Analysis of Panel Data». John Wiley & Sons, Ltd Third Edition ISBN 0-470-01456-3
- BAUM, F.C. (2001). «Residual diagnostics for cross-section time series regression models». *The Stata Journal* (2001) 1, Number 1, pp. 101–104.
- BAUM, F.C. (2013). «Dynamic Panel Data Estimators». EC 823: Applied Econometrics Boston College, Spring 2013.
- BONTEMPI, M. E. Y R. GOLINELLI (2006). «Dynamic Models for Panel Data: Application in Stata». 29 August.
- DYER, G., BOUCHER, S., & TAYLOR, J. E. (2005). «Subsistence response to market shocks». (Working Papers). Department of Agricultural & Resource Economics, UCD.
- GREEN, W. (1997). «Econometric Analysis». Third Edition. Prentice Hall.
- IM, K. S., M. H. PESARAN, AND Y. SHIN. (2002). «Testing for unit roots in heterogeneous panels». *Journal of Econometrics* 115: 53–74.
- LABRA, R. Y C. TORRECILLAS. (2014). «Guía CERO para datos de panel. Un enfoque práctico». Universidad Autónoma de Madrid-Accenture Working Paper # 2014/16 ISSN: 2172-8143. Disponible en: https://www.catedrauamaccenture.com/documents/Working%20papers/WP2014_16_Guia%20CERO%20para%20datos%20de%20panel_Un%20enfoque%20practico.pdf
- REYES, L.C. (2011). «Estimating the causal effect of forced eradication on coca cultivation in Colombian municipalities». MPRA Paper No. 33478, posted 17. September 2011 18:54 UTC.
- ROCHA, R. Y M.C. RAMÍREZ (2005). «Drogas ilegales en Colombia: experiencia reciente e implicaciones de política». Junio.
- 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». Borrador, USAID.
- ROCHA, R. (2011). «Las nuevas dimensiones del narcotráfico en Colombia». Editores UNODC y Ministerio de Justicia y del Derecho. ISBN 978-958-999962-5-6. Diciembre.
- ROCHA, R. (2016). «Una visión de la política de los cultivos ilícitos en el postconflicto». (2016), Junio 30.
- ROODMAN D. (2006). «How to Do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata». Center for Global Development Working Paper Number 103 November.
- ROODMAN, D. (2007). «A Note on the Theme of Too many Instruments». Center for Global Development Working Paper Number 125 August 2007, revised May 2008.
- ROZO, S. (2015). «On the Unintended Consequences of Anti-drug Eradication Programs in Producing Countries».

UNODC (2014). «Análisis multitemporal de cultivos de coca, periodo 2001 – 2012». Agosto.

UNODC (2017). «Colombia Monitoreo de territorios afectados por cultivos ilícitos 2016». Julio.

WINDMEIJER, F. (2005). «A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators». *Journal of Econometrics* 126: 25–51.

WOOLDRIDGE, J. M. 2010. «Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data». Cambridge, MA: MIT Press. ISBN: 9780262232197.