



CEDE

DOCUMENTO CEDE 2005-10  
ISSN 1657-7191 Edición Electrónica  
FEBRERO DE 2005

## POLÍTICAS DE CONTROL DE OFERTA DE COCA: “LA ZANAHORIA” Y “EL GARROTE”\*

ELIZABETH TABARES\*\*  
RAMÓN ROSALES\*\*\*

### Resumen

El interés por evaluar la efectividad de las políticas de erradicación y desarrollo alternativo en el control de la producción de hoja de coca en Colombia ha sido creciente, principalmente porque no existe evidencia cuantitativa sobre el efecto de la gran inversión de recursos para la aplicación de las mismas. En este trabajo, se estimaron simultáneamente los efectos del desarrollo alternativo y la erradicación aérea usando datos a nivel municipal en el periodo 1998-2002 en un modelo de asignación de áreas entre cultivos, considerando el comportamiento de los productores frente al riesgo de la actividad. Los resultados muestran que la inversión en desarrollo alternativo tiene un efecto pequeño, aunque estadísticamente significativo, en la reducción del área de coca cultivada. Un incremento de US \$ 1,000 en proyectos de desarrollo alternativo reduce 0.169 hectáreas de coca. La erradicación no tiene un efecto estadísticamente significativo en las expectativas de los productores al considerar las variables *área erradicada* y *frecuencia de erradicación*. Un incremento de US \$ 1,000 en los esfuerzos de erradicación reduce 0.128 hectáreas de coca, las cuales se supone serán resembradas o compensadas en otra parte dentro o fuera del municipio.

**Palabras claves:** producción de coca, control de oferta de coca, cultivos ilícitos.

**Clasificación JEL:** D81, H50, Q15, Q18

---

\* Agradecemos los valiosos comentarios de Fabio Sánchez (CEDE- UNIANDÉS), Giampiero Renzoni (DNP) y las sugerencias de Darrell Hueth (Universidad de Maryland)

\*\* Magíster en Economía del Medio Ambiente y los Recursos Naturales, Universidad de los Andes y Universidad de Maryland. Comunicaciones a e-tabare@uniandes.edu.co

\*\*\* Economista Agrícola, Ph.D. Profesor Asociado, Facultad de Economía, Universidad de los Andes. Comunicaciones a rrosales@uniandes.edu.co.

# POLICIES FOR THE CONTROL OF THE OFFER OF COCA: “THE STICK” AND “THE CARROT”\*

## Abstract

The interest of evaluating the effectiveness of the policies for eradication and alternative development in the control of the production of the coca leave in Colombia has been expanding, mainly because there is no quantitative evidence related to the effect of the enormous investment made for the application of these policies. In this research, the effects of alternative development and air eradication were simultaneously studied, using municipal data for the period of 1998 – 2002 in a model of area assignation for the crops, taking into account the producers' behavior in relation to the risk of the activity. The results show that the investment in alternative development has a small effect, although it is statistically significant, in the reduction of the areas with cultivated coca. An increasing of US\$1,000 in projects of alternative development reduces 0.169 hectares of coca. Eradication doesn't have a statistical effect in the expectations of producers if the variables *eradicated area* and *frequency of eradication* are considered. An increasing of US\$1,000 in efforts of eradication reduces 0.128 hectares of coca, which we can assume that will be cultivated o compensated in another part, inside or outside the municipal area.

**Key words:** coca production, control in the offer of coca, eradication of illicit crops.

**JEL Classification:** D81, H50, Q15, Q18

---

\* Agradecemos los valiosos comentarios de Fabio Sánchez (CEDE- UNIANDES), Giampiero Renzoni (DNP) y las sugerencias de Darrell Hueth (Universidad de Maryland)

## 1. INTRODUCCIÓN

El gobierno colombiano apoyado por el gobierno de los Estados Unidos ha aplicado diversas políticas para el control de la oferta de drogas ilícitas. La erradicación, la sustitución de cultivos y el desarrollo alternativo, la interdicción y el control del tráfico de estupefacientes y sustancias químicas se han desarrollado para desincentivar la producción de coca. Otras políticas como la extradición, el fortalecimiento de la justicia y el mejoramiento del desempeño de la fuerza pública se han establecido para reforzar el control. A pesar de estos esfuerzos, la producción de hoja de coca y cocaína se incrementó progresivamente en los 90's, lo que ha hecho dudar acerca de la efectividad de estas políticas.

Las políticas como la erradicación –comúnmente denominada “el garrote”- fueron diseñadas para contraer la oferta debido al incremento en el riesgo al que se enfrentan los productores y traficantes. Sin embargo, investigaciones previas usando la teoría microeconómica han mostrado que la erradicación no ha sido un instrumento eficiente para reducir los cultivos de coca. La política de desarrollo alternativo busca de manera directa incrementar la rentabilidad de cultivos sustitutos e indirectamente un incremento en el costo marginal de la producción de coca con relación al costo marginal de los cultivos promocionados en los programas de sustitución. Esta estrategia se conoce como “la zanahoria” y hasta el momento, no ha sido evaluada desde una perspectiva económica.

El presente trabajo intenta cuantificar el efecto de “la zanahoria” y “el garrote” sobre el área de coca cultivada, en el periodo 1999-2002. Específicamente, la primera política se mide en términos de inversión en proyectos de sustitución, comercialización y fortalecimiento comunitario y la segunda como área de coca asperjada. A causa de la naturaleza ilícita del cultivo de coca, los datos son escasos y disponibles únicamente a nivel municipal. Datos sobre

demanda de insumos para la producción de coca no existen en Colombia, por lo tanto la limitación de información dificulta el análisis económico usando modelos económicos complejos en los cuales los parámetros de aversión al riesgo se derivan endógenamente para evaluar la respuesta de los productores de coca a las políticas de control. El modelo usado para este análisis está basado en el modelo de maximización de utilidad esperada de Chavas y Holt (1990), que permite probar hipótesis respecto a las preferencias bajo riesgo sobre los parámetros. En el modelo se hicieron algunas precisiones en cuanto a la naturaleza y dinámica del cultivo de coca y las políticas de control. El análisis usando datos municipales provee resultados útiles para concluir acerca de la efectividad de las políticas y las actitudes frente al riesgo.

La siguiente sección de este documento presenta un resumen del estado del arte de las políticas. Posteriormente, la sección III presenta una revisión de literatura enfocada en los trabajos sobre cultivos ilícitos en Colombia. El marco teórico se desarrolla en la sección IV. Las estimaciones y resultados se presentan en la sección V y finalmente, las implicaciones de política y conclusiones se discuten en la sección IV.

## **2. PRODUCCIÓN DE COCA Y POLÍTICAS DE CONTROL DE DROGAS ILÍCITAS**

Tradicionalmente Colombia ha sido reconocida como el mayor productor de cocaína del mundo. Existe evidencia de que en los setentas ya era un exportador importante de esta droga ilícita y en los ochentas proveía al 50% del mercado mundial, aunque el área cultivada permanecía en un nivel bajo (Rocha, 2000). A mediados de los 90's, debido a la disminución de las importaciones de hoja y base de coca para la elaboración de cocaína, Colombia se convirtió en el mayor productor de hoja entre los países andinos; pasando de tener un área cultivada de

37,100 Ha en 1992 a 163,289 Ha en el año 2000. La Oficina de las Naciones Unidas para el Control de Drogas y Prevención del Crimen (UNDCP) reportó que entre 1997 y 2000, el potencial de manufactura de cocaína en Colombia estuvo entre el 40% y el 79% de la producción global. Evolutivamente, entre los años 1992 y 2000, el cultivo de hoja de coca se incrementó progresivamente en más de 300% cuando las drásticas políticas internacionales estaban enfocadas en “el garrote”. Pero, desde el año 2001, el área cultivada ha disminuido a una tasa alentadora y creciente en presencia de “el garrote” y “la zanahoria”, esta última mejorada en cobertura por la política del Plan Colombia que ha asignado más recursos para el desarrollo económico y social de regiones cocaleras.

Para definir las estrategias contra la producción de coca se ha hecho diferenciación en la escala de producción. De acuerdo con la tecnología y los rendimientos, se han definido dos categorías principales denominadas *plantaciones industriales* y *cultivos de subsistencia*. El área asignada en los cultivos de subsistencia varía desde menos de una hectárea hasta tres hectáreas. Durante el año 2001, estos cultivos alcanzaron las 68,615 hectáreas mientras que en el año 2002 decrecieron a 58,785 hectáreas. Las estrategias para reducir el área de coca en este caso han sido la erradicación manual voluntaria y la sustitución de cultivos por medio del Plan Nacional de Desarrollo Alternativo (PLANTE), reforzadas con los programas del Plan Colombia. Los cultivos mayores a tres hectáreas se consideran plantaciones industriales y son controlados mediante la aspersión aérea con glifosato. En el año 2001, estos cultivos se estimaron en 67,724 hectáreas, cerca del 50% del área total cultivada en ese año<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Las estimaciones en el año 1994 indicaron que los cultivos de subsistencia alcanzaron entre 36,600 y 38,200 hectáreas cuya producción osciló entre 149.4 y 155.9 mil toneladas métricas de hoja de coca. En estos cultivos, anualmente el productor asegura un empleo familiar de tiempo completo y uno de medio tiempo por cada hectárea de coca. Las plantaciones de al menos 2 hectáreas y rendimiento promedio de 1.02 toneladas de hoja de coca/cosecha/hectárea se consideran plantaciones industriales. En el 94, se identificaron entre 33,400 y 44,800 hectáreas que produjeron entre 170.5 y 228.2 mil toneladas de hoja de coca por año, lo que

(UNDCP, 2003). A continuación, se presenta una breve revisión de la evolución de la erradicación y sustitución de cultivos.

### ***Erradicación Forzada***

En Colombia, la erradicación como estrategia de control de la producción de drogas ilícitas empezó en 1978, y ha tratado de responder a la dinámica de la misma. Inicialmente los cultivos de marihuana fueron erradicados con paraquat, pero en 1983, la producción de esta planta era mayor a pesar de que el área fumigada alcanzó el 78% (Vargas, 1999). Entre 1984 y 1986 se evaluaron otros químicos alternativos como el glifosato, tebuthiuron y tricopyr para erradicar los cultivos de marihuana y los crecientes de coca. El glifosato fue seleccionado por ofrecer buenos resultados con la menor toxicidad y es utilizado actualmente. A finales de los 80's, mientras los cultivos de marihuana disminuyeron, los cultivos de amapola se incrementaron. Desde 1990, la extensión de cultivos de amapola se incrementó progresivamente hasta alcanzar un máximo de 15,091 Ha en 1994 (UNDCP, 2002), que produjeron cerca de 205 toneladas métricas de heroína. En el año 2001, a pesar de la erradicación manual y aérea, todavía persistían 6,500 hectáreas.

La guerra contra las drogas finalmente se concentró en la producción de coca. Las áreas de coca cultivada y erradicada se muestran en el gráfico 1<sup>2</sup>. Entre el año 1995 y el año 2000, el negocio de la coca fue perseguido intensamente con políticas orientadas al garrote, sin embargo en este periodo el área cultivada se incrementó de 50,900 a 163,289 Ha. En el año 2001, el área cultivada disminuyó a 144,807 hectáreas y la producción de cocaína se estimó en 617 toneladas métricas. A partir de esta fecha, el área se ha reducido y los esfuerzos de

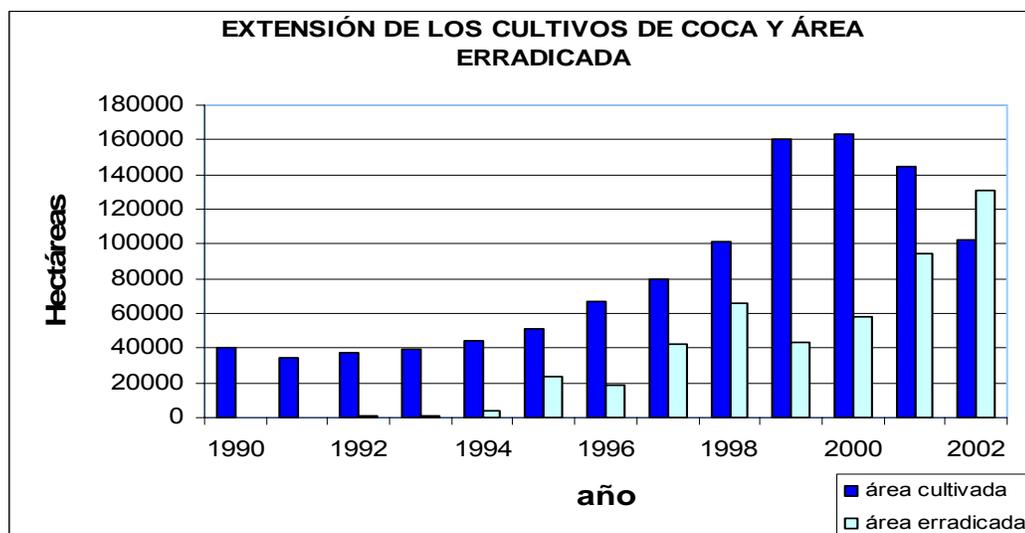
---

representa entre 1.6 y 2.8 kilogramos de base de coca /cosecha/hectárea, asumiendo 5 cosechas por año (Uribe, 1997).

<sup>2</sup> Área erradicada medida como área asperjada acumulada (Dirección Antinarcóticos).

erradicación se han intensificado; tanto, que en el año 2002 el área asperjada acumulada fue mayor que el área cultivada. Esta política de “garrote” en la etapa inicial de la producción de coca ha generado protestas populares, movilizaciones de la población<sup>3</sup> y oposición permanente.

**Gráfico 1**



Fuentes: (1) Global Illicit Trends (UNDCP, 2002).

(2) Censo de Coca en Diciembre de 2002 & Estimado Inter-censal en Julio de 2003 (UNDCP, 2003).

### ***Sustitución de cultivos y desarrollo alternativo***

La política de sustitución de cultivos y desarrollo alternativo fue diseñada para apoyar proyectos locales y regionales alternativos a la producción cocalera. Se incluyeron otros componentes para complementar la política como el fortalecimiento comunitario e institucional y el desarrollo de infraestructura rural. Esta política no es reciente, desde los 80's, se formaron varias estructuras gubernamentales para implementarla y manejar eficientemente los fondos; sin embargo, durante los años 80 y 90's se presentaron varios problemas de implementación y continuamente se requerían reajustes. Estos reajustes –en la

<sup>3</sup> Las movilizaciones en contra de las fumigaciones en el año 1996 involucraron 239,000 personas (Vargas, 1999).

mayoría de los casos reconstrucciones- obedecían a cambios en el Gobierno, a las condiciones de los países que apoyaban económicamente la política y a los pobres resultados respecto a las expectativas en cada periodo. En general, los costos de transacción han sido altos, las tecnologías implementadas han requerido de un soporte técnico especializado y prolongado y grandes costos (Thoumi, 2002). Además, las instituciones frecuentemente ejecutan acciones contradictorias, por ejemplo, los casos en los que se fumigan áreas en las que están en marcha los programas de sustitución de cultivos y en consecuencia se dañan los nuevos cultivos.

Esta política aunque tiene fortalezas sociales, tiene debilidades desde una perspectiva económica, estas son: (1) encontrar cultivos sustitutos con rentabilidad razonablemente comparable a la de la coca y asegurarles un mercado (entre los cultivos que pueden tener esta característica y que son promovidos en el programa PLANTE están el plátano, caucho, cacao y palma africana) y (2) enfrentar las contra-estrategias de los traficantes y agentes diseminadores (grupos armados ilegales) quienes pueden duplicar o triplicar el valor de la base de coca sin asumir un efecto significativo en sus beneficios.

El PLANTE comenzó en 1995 y a partir del año 2000 fue reforzado con el componente de desarrollo alternativo del Plan Colombia. Sus objetivos incluyeron el crédito rural, mercadeo de productos, construcción de viviendas y vías y reasentamientos en zonas críticas de la producción cocalera. Desde 1997 y hasta el año 2001, el PLANTE administró cerca de 85 millones de dólares, 70% de los cuales fueron invertidos en producción agropecuaria y 16% en infraestructura rural<sup>4</sup>. Paradójicamente, el área nacional se incrementó de 50,900 Ha en 1995 a 102,071 Ha en el año 2002; con una extensión máxima de 163,289 Ha en el año 2000. A partir de la tendencia de los datos se ha discutido que posiblemente el

---

<sup>4</sup> [www.desarrolloalternativo.gov.co](http://www.desarrolloalternativo.gov.co)

PLANTE podría haber generado un incentivo contrario que llevó a sembrar más coca.

El Plan Colombia es la política actual orientada al desarrollo económico y social, en contra del desempleo y el tráfico de drogas. El Plan ha recaudado capital nacional e internacional para establecer un plan de desarrollo integral. El presupuesto del Plan Colombia hasta diciembre del año 2002 fue de 2.6 billones de US dólares, de los cuales, 1.13 billones correspondieron a cooperación internacional y US\$ 957 millones a crédito externo (CGR, 2003). El gobierno de Estados Unidos aprobó la donación de 860 millones de dólares para la financiación de las operaciones del Plan Colombia en el periodo 2000-2001, de este presupuesto, 642.3 millones (75%) fueron asignados a programas de fortalecimiento de la Fuerza Pública. Entre 1986 y 1996 la ayuda en programas de antinarcóticos (“antinarcotic assistance”) de los Estados Unidos ascendió a 404.3 millones de dólares (WOLA, 1997), de lo anterior, se observa que la ayuda del gobierno estadounidense ha estado tradicionalmente sesgada al garrote.

A continuación se relaciona el valor de las inversiones anuales del PLANTE y Plan Colombia en el periodo 1998-2002. Como se puede observar en el cuadro 1, la inversión más grande en ese periodo se efectuó en el año 2001 por un valor total cercano a los 185 mil millones de pesos equivalentes a 80.5 millones de dólares<sup>5</sup>, una inversión modesta comparada con los 642.3 millones de dólares de cooperación estadounidense orientada al fortalecimiento de la Fuerza Pública. Las inversiones incluyen proyectos productivos para la sustitución cultivos ilícitos, proyectos de mercadeo de los productos sustitutos, desarrollo de infraestructura rural y fortalecimiento comunitario.

---

<sup>5</sup> Tasa de cambio promedio 1US\$ = 2299.89 pesos (DANE: [www.dane.gov.co](http://www.dane.gov.co))

**Cuadro 1. Inversión total PLANTE-Plan Colombia y contrapartida departamental  
1998-2001**

Inversión Regional	Departamentos	1998	1999	2000	2001	2002*
Región Caribe	Bolívar	879.644.189	299.386.000	278.816.700	4.084.438.000	0
Región Andina	Huila, Tolima, Norte de Santander	11.786.507.211	2.422.725.234	3.430.126.879	46.851.426.163	0
Región Pacífica	Nariño, Cauca	7.479.202.073	4.508.236.789	6.596.137.126	9.089.984.788	0
Orinoquia	Guaviare, Guainia, Meta, Vichada	8.614.463.477	1.942.032.633	5.388.625.974	9.336.840.439	154.797.000
Amazonia	Caquetá, Putumayo	8.836.946.704	8.078.625.668	6.306.685.280	113.528.802.877	18.500.002.000
Nacional	Proyectos del orden nacional	8.638.033.694	1.170.775.939	525.571.535	2.078.327.460	20.364.817.080
<b>Total</b>	<b>Inversión total anual</b>	<b>46.234.797.348</b>	<b>18.421.782.263</b>	<b>22.525.963.494</b>	<b>184.949.819.727</b>	<b>39.019.616.080</b>

Fuente: datos de la Oficina del Plan Colombia, en pesos corrientes.

\* En el año 2002 se encontraba en ejecución gran parte del presupuesto asignado en el año 2001.

A partir del año 2003, se consideró un programa alternativo de sustitución de cultivos en el Plan Colombia. Se trata del programa Familias Guardabosques, el cual a través de subsidios busca que los habitantes de las zonas con ecosistemas frágiles en las regiones cocaleras erradiquen manualmente los cultivos de coca y siembren especies nativas. La meta es erradicar 60,000 Ha (cerca del 50% del área cultivada 2002) involucrando 50,000 familias. En el año 2003, el presupuesto para el programa era de US\$ 20.87 millones (CGR, 2003). Sin duda, este programa generará beneficios ambientales; sin embargo, la factibilidad económica del programa es cuestionable debido a la planificación de largo plazo de un incentivo económico como los subsidios.

### 3. INVESTIGACIONES PREVIAS

La literatura en la que se realizan análisis cuantitativos de la producción de coca en Colombia es escasa, aunque creciente por el surgimiento de nueva información confiable. No es el caso de los análisis cualitativos, en los que las

diversas percepciones del problema han generado abundante discusión y literatura. Estos debates se han enfocado en la identificación de las causas y consecuencias del tráfico de drogas, así como en la crítica hacia las políticas de control. Factores como la pobreza, inequidad y corrupción se han discutido tradicionalmente como las causas principales de la producción de drogas ilícitas y han sido utilizados como argumento de negociación sin evidencia cuantitativa. Sin embargo, Thoumi (2002) argumenta que estas son causas detonantes y no las causas estructurales del problema y sugiere que la producción de coca no solamente depende de las características lucrativas del negocio sino también de la naturaleza del capital humano y las instituciones sociales.<sup>6</sup> Los estudios cuantitativos también se han enfocado en determinar las causas y consecuencias y han contribuido a estimar el efecto de las políticas de control.

Los análisis macroeconómicos de los efectos de la producción de drogas en la economía colombiana han mostrado que tal producción tiene un efecto significativo pero no es un elemento crucial en el desempeño económico. Steiner (1998) calculó que el ingreso anual por el tráfico de drogas fue aproximadamente del 3% del Producto Interno Bruto (PIB) y el 25% de las exportaciones<sup>7</sup>. Rocha (1997) estimó el grado de exposición de la economía colombiana a través de la absorción de capitales de difícil explicación y encontró que los ingresos más representativos se deben a las transferencias netas. En las regiones cocaleras se observaron los efectos negativos sobre el crecimiento económico debido a la distorsión en el PIB departamental, la monopolización de la riqueza y el menor control estatal sobre la economía. Rocha mostró que la repatriación de capitales

---

<sup>6</sup> El análisis de Thoumi toma elementos de la teoría económica de crimen de Becker e incluye aspectos sociales para explicar el comportamiento delictivo. Concluye que las ventajas comparativas en el mercado internacional no explican la concentración de la producción en Colombia a menos que en el modelo incorpore instituciones sociales con la capacidad para fortalecer el tejido social y formar capital social.

<sup>7</sup> Datos a partir del año 1981 hasta el año 1995. El autor comparó los ingresos de coca con los ingresos por café, que también son cercanos al 3% del PIB, los cuales proveen para el sostenimiento de cerca de 300,000 familias.

obedece a la necesidad de financiamiento de la industria de drogas ilegales, la facilidad para el lavado de capitales y la demanda de divisas y crédito de los demás sectores económicos y está limitada por varios factores entre los que se destacan el tamaño y nivel de informalidad de la economía y la persecución internacional. También identificó ciertos sectores económicos más vulnerables que son: la agricultura, debido a los cambios desfavorables en los precios relativos; la construcción y los servicios. En el análisis del año 2000, Rocha determinó que la producción de capital y su repatriación determinaron que era equivalente en promedio el 4% del PIB anual (entre 1982 y 1998 sumó cerca de US\$ 23 mil millones), se generaron 57 mil empleos directos que correspondieron al 6.7% del empleo rural y 7% del mercado cambiario (Rocha, 2000). El autor hace una discusión amplia sobre los impactos políticos y sociales del tráfico de drogas como corrupción, crisis gubernamental, la transferencia del poder al crimen organizado, procesos de degradación social expansivos y el recrudecimiento de la violencia.

Los estudios microeconómicos de la producción de coca también son escasos y se han centrado en identificar factores explicativos y en evaluar la efectividad de la política de erradicación. Con el fin de caracterizar la producción de coca, Uribe (2000) estimó los costos y beneficios para pequeños y medianos productores a partir de 256 entrevistas en los departamentos de Putumayo, Caquetá y Guaviare. El ingreso mensual fue estimado entre US\$ 76/Ha y US\$ 324.56/Ha dependiendo de la región<sup>8</sup>. Teniendo en cuenta que se consideran cultivos de subsistencia aquellos menores de 3 Ha, los beneficios esperados de un productor pequeño se estimarían entre 0.6 y 7.2 veces el salario mínimo rural. El valor promedio de estas estimaciones es mayor que las observaciones de Remetería (1992), según las cuales los productores de coca no se hacen ricos,

---

<sup>8</sup> US dólares de 1999. Los productores usan trabajo familiar, así que el autor agregó el 75% del trabajo en la fase de sostenimiento del cultivo a los beneficios. El autor discute que la capitalización de los salarios es la mejor forma para asegurar utilidades. En este análisis se tuvieron en cuenta los costos de sostenimiento proyectados. Los costos de establecimiento se tuvieron en cuenta en los costos totales de producción.

pero obtienen un ingreso dos veces superior al que percibirían trabajando por jornales en otras labores agrícolas. Por lo tanto, los cultivos ilícitos son una alternativa rentable para incrementar los ingresos de los pequeños y medianos productores; con la ventaja adicional de tener un mercado estable.

Carvajal (2002) usó la teoría del crimen de Becker para identificar los factores determinantes de los cultivos ilícitos en el año 2000. Encontró una relación estadísticamente significativa entre ciertas variables económicas sociales y geográficas y la presencia de cultivos ilícitos a nivel municipal. La presencia de coca específicamente, estuvo relacionada positivamente con la presencia de guerrilla y paramilitares, el nivel de necesidades básicas insatisfechas (NBI), características geográficas como los recursos hídricos y la erradicación. Se encontró correlación negativa con los ingresos por cultivos transitorios y permanentes y la eficiencia en el control Estatal. El efecto marginal de la erradicación sobre la presencia de coca fue de 0.089, lo que indicaría que por el incremento en una hectárea de coca erradicada en el periodo anterior se incrementaba en 0.089 la probabilidad de que el municipio tuviera coca en el año 2000<sup>9</sup>.

A continuación se discuten los resultados de dos estudios que evaluaron la eficiencia de la política de erradicación. Moreno-Sánchez et al. (2003) utilizaron un modelo estructural para estimar el impacto de la política de erradicación sobre el área de coca. Usando datos anuales de área total nacional para el periodo 1988 y 2001, encontraron que la política medida como área asperjada tuvo efecto opuesto al esperado, por cuanto el área de coca se incrementó conforme aumentó el esfuerzo en erradicación. Por lo tanto, la política podría estar fallando en el objetivo de incrementar el riesgo. El área de coca plantada en Perú y Bolivia estuvo negativamente relacionada con el área cultivada en Colombia, lo cual indica que los traficantes buscan nuevas regiones para cultivar cuando se reduce

---

<sup>9</sup> Se tomó el valor promedio de área erradicada en el municipio en los años 1994 y 1999

la producción en las áreas productivas iniciales. El área de coca cultivada tuvo una respuesta inelástica al precio de la base de coca, la erradicación, el precio del plátano (cultivo sustituto) y el área plantada en los otros países andinos.

Finalmente, la relación entre los cultivos ilícitos y los grupos armados ilegales en Colombia se ha discutido ampliamente, aunque la evidencia cuantitativa es reciente. Díaz y Sánchez (2004) desarrollaron un modelo teórico dinámico para determinar la relación de causalidad entre la coca y el conflicto armado. Los datos municipales fueron analizados con técnicas de análisis espacial y las estimaciones se realizaron con la técnica no paramétrica de “estimadores emparejados” (matching estimators). Los resultados sugieren que la actividad armada ilegal en Colombia explica más del 50% de la producción de hoja de coca a nivel nacional y cerca del 70% a nivel regional, pero los cultivos de coca solamente explican el 25% de las actividades de las ‘FARC’ y menos del 20% de las actividades de otros grupos armados. Los autores concluyen que la expansión del cultivo de coca es causada por la expansión del conflicto armado y por lo tanto estos grupos ilegales son agentes diseminadores de los cultivos de coca. También encontraron que la política de erradicación no ha sido un instrumento eficiente en el control de la producción de hoja de coca y que en el periodo 1999-2001 contribuyó con el incremento en cerca de 24,000 hectáreas cultivadas a nivel nacional. Sin embargo, el análisis regional muestra que en ciertas regiones el área de coca disminuyó ante el incremento en la erradicación<sup>10</sup>.

#### **4. MARCO TEÓRICO**

La evidencia teórica y empírica en favor la superioridad de los modelos que tienen en cuenta la aversión al riesgo para analizar el comportamiento económico de los agentes sobre los modelos de neutralidad al riesgo se ha incrementado en

---

<sup>10</sup> La producción de hoja de coca aumentó en la Orinoquia y la Amazonia, y disminuyó en las regiones Pacífica y Andina

la literatura económica (ver Just, 1975, 1977; Sandmo, 1971; Pope, Chavas y Just, 1983). En particular, en presencia de aversión al riesgo, éste influirá la distribución de los recursos en la agricultura. También se ha mostrado que los análisis de política en los que no se tienen en cuenta las preferencias frente al riesgo pueden llevar a sobre o subestimación de las medidas de bienestar (Chavas y Pope, 1981)<sup>11</sup>. De hecho, Hazell y Scandizzo (1975) mostraron que cuando el riesgo es una variable multiplicativa en la curva de oferta, es necesario introducir una distorsión de mercado óptima para alcanzar un máximo social a través de políticas de intervención del mercado.

Las implicaciones de las preferencias frente al riesgo sobre las decisiones óptimas de distribución de tierra entre cultivos han sido establecidas desde cuatro enfoques diferentes. Primero, los modelos estructurales de respuesta de la oferta que involucran expectativas adaptativas (Just 1974, 1975) y expectativas racionales (Miranda, Novak y Lerolh, 1994). Miranda et al. (1994) estimaron un modelo de oferta agregada para evaluar los efectos del Programa de Estabilización del Grano en Canadá (Western Grain Stabilization Program - WGSP), asumiendo que los productores basan sus decisiones de asignación de tierra para el cultivo en expectativas racionales ex -ante y en las varianzas de los ingresos por Ha. El programa WGSP hacía los pagos a los productores participantes con fondos que se obtenían de las contribuciones de los agricultores y el gobierno. La respuesta de la oferta fue inelástica con respecto a los beneficios esperados por hectárea (0.28) y a la varianza de los beneficios (-0.08), pero el efecto en magnitud sobre la varianza fue tres a cuatro veces menor que el efecto sobre los beneficios esperados; las cifras anteriores indican que si se dobla la

---

<sup>11</sup> Pope, Chavas & Just (1983) encontraron que los cambios en el bienestar económico de los productores bajo incertidumbre en precio y producción asumiendo Aversión Absoluta Constante al Riesgo (Constant Absolute Risk Aversion -CARA) en el marco de la maximización de la utilidad esperada puede ser medida correctamente solo bajo la curva de demanda de un insumo esencial y por encima del precio de mercado. La utilización de la curva de oferta para esta medición tiene problemas dependiendo de la actitud frente al riesgo.

varianza de los beneficios esperados se reduciría la oferta en 8% en el corto plazo. El programa WGSP aumentó el área de granos plantada en 4.1%, más de mitad de este incremento fue atribuido a la reducción en los efectos del riesgo y el resto al incremento en los beneficios esperados. Estos resultados muestran que si no se tiene en cuenta la aversión al riesgo, puede subestimarse las medidas de bienestar.

Segundo, los modelos de respuesta de la oferta en términos de área asignada bajo maximización de la utilidad esperada son los más extensamente utilizados. Estos requieren imponer y/o evaluar algunas restricciones teóricas y condiciones a cerca del comportamiento frente al riesgo para establecer indirectamente la estructura de las preferencias. El efecto de las políticas gubernamentales en la distribución óptima de la tierra ha sido estudiado en varios artículos. Babcock (1990) encontró que bajo una cuota de mercado e incertidumbre en la producción, la respuesta de los productores aversos al riesgo está basada en los efectos: el efecto del riesgo en la producción y el efecto sobre el ingreso marginal. Debido al primer efecto, las firmas aversas al riesgo tienden a plantar menos área que las firmas neutras al riesgo. Por el efecto sobre el ingreso marginal y cuando la producción es menor que la cuota, los productores aversos al riesgo basan sus expectativas sobre los ingresos marginales esperados en mayor proporción que los productores neutras al riesgo. Estos dos efectos trabajan en direcciones opuestas o pueden reforzarse mutuamente. El efecto neto puede ser mayores o menores plantaciones que los productores neutras al riesgo dependiendo de las relaciones entre los ingresos marginales esperados y los costos marginales esperados, las actitudes frente al riesgo y el manejo en los periodos posteriores de fracciones de la cuota no cubiertas en el periodo actual. Chavas y Holt (1990) tuvieron en cuenta la incertidumbre en precios y productividad y encontraron evidencia en contra de la hipótesis de aversión constante absoluta al riesgo (CARA), utilizada en varios análisis. Sus resultados – simulando una política de estabilización de precios- mostraron que la asignación

de tierras entre cultivos depende de los beneficios esperados, la varianza de los beneficios, la riqueza inicial y el programa de pago en especie (payment-in-kind). Mas tarde, estos autores desarrollaron un modelo para estimar endógenamente las preferencias frente al riesgo y los parámetros de la función de producción en el mismo contexto. La evidencia estadística mostró que los agricultores tienen un fuerte grado de aversión al riesgo y nuevamente la hipótesis de CARA fue rechazada a favor de aversión absoluta decreciente al riesgo (Decreasing Absolute Risk Aversión - DARA). El premio del riesgo varió durante el periodo de la muestra entre 200 millones y 2 billones de dólares; esto indica que políticas agrícolas inapropiadas pueden tener un gran efecto negativo en el bienestar de los productores aversos al riesgo (Chavas & Holt, 1996).

Tercero, los modelos de dualidad en la producción bajo riesgo han sido desarrollados en el marco de la función de utilidad de media y varianza (mean-variance utility function) con supuestos clásicos como CARA y distribuciones normales, lo que implica cero efecto riqueza (Coyle, 1992). Lansink (1999), en un modelo en que no se hicieron supuestos previos respecto al parámetro de aversión absoluta al riesgo encontró que el premio del riesgo es aproximadamente del 3 al 5% de los beneficios anuales. Coyle en 1999, derivó algunas generalizaciones para aversión absoluta al riesgo no constante. Las condiciones de primer orden en estos modelos generales muestran que es necesario estimar sistemas de ecuaciones simultáneos no lineales de oferta, demanda y asignación de área. En general, el parámetro del riesgo se estima endógenamente sin necesidad de hacer supuestos previos a cerca de su naturaleza. Este enfoque requiere varios supuestos para modelación del comportamiento y muchos datos, que en el caso de los cultivos ilícitos, no están disponibles.

Finalmente, la maximización de los beneficios generados por el equivalente de certidumbre usando el marco de utilidad media y varianza, genera un sistema de ecuaciones de asignación de área estimable con datos de series de tiempo, corte transversal y datos de panel. El análisis tiene en cuenta la restricción de área

total, por lo tanto, se pueden derivar las elasticidades de escala definidas como la respuesta de un cultivo particular al incremento en el área agrícola total (Holt 1999; Koc, 1999). Estos modelos pueden ser aplicados para cuantificar el efecto de la deforestación causada por la producción de coca, pero que no se considera en este trabajo.

### ***Modelo de asignación de hectáreas bajo riesgo***

El modelo aquí utilizado está basado en el modelo de Chavas y Holt (1990) que fue desarrollado para cuantificar el efecto del riesgo sobre el área distribuida entre los cultivos de maíz y de soya en Estados Unidos. No se hace ninguna contribución teórica al modelo pero si se utilizan elementos de otras referencias para precisar aspectos propios de los municipios como agente de decisión agregado y representativo.

Considerando un agente económico que produce dos cultivos: coca y un cultivo sustituto<sup>12</sup>. Sean  $A_i$  el número de hectáreas asignadas al  $i$ -ésimo cultivo, donde  $i = 1$  representa el cultivo de coca e  $i = 2$  representa el cultivo de plátano.  $Y_i$  representa la productividad por hectárea de cada cultivo. Los precios pagados al productor respectivamente son  $p_1$  y  $p_2$ <sup>13</sup>. Los precios  $p_i$  y la productividad  $Y_i$  son variables estocásticas porque no son observadas en el momento en que se toma la decisión.  $c_i$  es el costo de producción por hectárea de cada cultivo, y suponiendo que los precios de los insumos se conocen en el momento de asignar las hectáreas, los costos totales no se consideran entonces variables estocásticas.

---

<sup>12</sup> Se eligió el plátano como cultivo sustituto básicamente por tres razones: (1) es el cultivo que genera ingresos en el corto-mediano plazo asociado comúnmente a los otros tres cultivos permanentes promovidos por el PLANTE (palma africana, cacao y caucho), (2) Moreno-Sánchez et al., encontraron que efectivamente se comporta como un sustituto en el análisis econométrico de datos anuales a nivel nacional, (3) es el cultivo más común a nivel municipal y los datos están disponibles con buena calidad.

<sup>13</sup> El precio de la coca corresponde al precio del kilogramo de base de coca en finca. Dado que el mercado de la hoja de coca es prácticamente inexistente en Colombia (Uribe y Moreno-Sánchez et al) y los cultivadores venden la base, la productividad para este cultivo incluye los factores de conversión de cantidad de hoja/cosecha/año a cantidad total de base en el año.

Por lo anterior, el beneficio neto por hectárea es una variable estocástica. Sea entonces, la función de beneficios:

$$\Pi = \sum_{i=1}^2 p_i Y_i A_i - \sum_{i=1}^2 c_i A_i, \text{ ó}$$

$$(1) \Pi = \sum_{i=1}^2 \pi_i A_i$$

donde  $\pi_i = (p_i Y_i - c_i)$  denota los beneficios netos por hectárea de cada cultivo  $i=1,2$ .

Asumiendo que el agente maximiza su función de utilidad esperada de la riqueza  $W$ ,  $W = W_o + \Pi$ , entonces el problema de decisión puede escribirse de la siguiente manera:

$$(2) \max_A \left\{ EU \left[ W_o + \sum_{i=1}^n \pi_i A_i \right] \right\} \text{ s.t. } f(A) = 0$$

donde E representa el operador de valor esperado sobre la variable aleatoria  $\pi_i$  y está basado en la información disponible para el productor en el momento de la decisión, y  $f(A) = 0$  es una restricción general sobre las decisión de asignación de hectáreas.  $A = (A_1, A_2)$  es el vector de decisiones tomadas bajo incertidumbre en precio y productividad.

Si el Lagrangiano L es a una función  $C_2$  y  $\partial f / \partial A \neq 0$ . La condición de primer orden asociada con la asignación óptima de hectáreas es:

$$(3) E(\partial U / \partial W \cdot \pi) + \lambda \cdot (\partial f / \partial A) = 0,$$

donde  $\lambda \neq 0$  es el multiplicador de Lagrange asociado a la restricción de asignación de área y  $\partial f / \partial A$  es un vector (1x2) .

Sea  $A^*$  la decisión óptima resultado de resolver (2). Esta función dependerá del ingreso inicial  $W_o$ , los beneficios esperados por hectárea  $\bar{\pi}_i = E\{p_i Y_i - c_i\}$ , y la

cantidad de incertidumbre  $\sigma$  (medidos en la varianza y otros momentos de la distribución de  $\pi_i$ ). Por lo anterior, la solución puede ser escrita de la siguiente manera:  $A^*(w; \bar{\pi}; \sigma)$ , donde  $\bar{\pi} = (\bar{\pi}_1, \bar{\pi}_2)'$  es el vector de beneficios esperados.

El paso siguiente en el modelo consiste en someter esta solución general a ciertas propiedades de simetría y homogeneidad implicadas en la decisión óptima que han sido determinadas por Chavas y Holt (1990) y otros autores. La restricción de simetría sobre  $\partial A^*/\partial \bar{\pi}$  es la siguiente:

$$(4) \frac{\partial A^c}{\partial \bar{\pi}} = \frac{\partial A^*}{\partial \bar{\pi}} - \frac{\partial A^*}{\partial W} A^{*'}'$$

donde  $A^c$  es la oferta compensada con respecto a la riqueza, manteniendo el nivel de utilidad constante. La matriz de efectos compensados  $\partial A^c/\partial \bar{\pi}$  es simétrica y positiva semi-definida. La expresión (4) indica que la pendiente de la función de respuesta no compensada  $\partial A^*/\partial \bar{\pi}$  puede descomponerse en la suma de dos términos: el efecto sustitución (o pendiente compensada)  $\partial A^c/\partial \bar{\pi}$ , el cual deja al agente en el mismo nivel de utilidad inicial más el efecto de la riqueza  $\partial A^*/\partial W \times A^{*'}'$ <sup>14</sup>.

En cuanto a la restricción de homogeneidad, puede observarse que el resultado de la teoría de producción bajo neutralidad al riesgo según en cual la función de asignación de área  $A^*(.)$  es homogénea de grado cero en los precios del producto y los insumos –y por lo tanto, las decisiones de producción solamente dependen de las tasa de precios insumo-producto- no es aplicable bajo

---

<sup>14</sup> La similitud de la expresión (4) con la matriz simétrica y negativa semi-definida de Slutsky de la teoría del consumidor se restringe a la similitud en la forma (Chavas, 1987).

incertidumbre<sup>15</sup>. En el marco de la utilidad de media y varianza, Coyle (1992, 1999) encontró que las funciones de demanda y oferta ( $\mathbf{x}^*$ ,  $\mathbf{y}^*$ ) son homogéneas de grado cero en los precios de los insumos, el producto y la varianza de la variable aleatoria.

La siguiente ecuación es la restricción de homogeneidad para la respuesta de la oferta derivada por Chavas y Pope (1985) en un modelo general de maximización de utilidad esperada.

$$(5a) \frac{\partial A^*}{\partial \bar{\pi}} \left( \frac{\partial f(A)}{\partial A} \right) - \frac{\partial A^*}{\partial W} \cdot \frac{\partial f(A)}{\partial A} \cdot A = 0$$

Sustituyendo la condición de primer orden asociada con (2) en (5a) se tiene

$$(5b) \frac{\partial A^*}{\partial \bar{\pi}} (\bar{\pi} + \delta) - \frac{\partial A^*}{\partial W} (\bar{\pi}' + \delta') A = 0$$

donde  $\delta = COV(\partial U / \partial W, \pi) / E(\partial U / \partial W)$  es un vector (2x1).

Los resultados en las ecuaciones (4), (5a) y (5b) son válidos independientemente del tipo de preferencias frente al riesgo.

### **Propiedades e implicaciones de las preferencias en cuanto al riesgo sobre la decisión de asignación de hectáreas:**

Hasta el momento se han discutido implicaciones teóricas bajo cualquier estructura de comportamiento frente al riesgo. En esta sección se muestra las

---

<sup>15</sup> En el modelo de Chavas y Holt, la restricción presupuestaria es expresada así  $I + \sum_{i=1}^n p_i Y_i A_i - \sum_{i=1}^n c_i A_i = qG$ , I

representa el ingreso exógeno (o riqueza) y G es un índice de consumo del hogar de los bienes comprados con el correspondiente índice de precios. q, qG entonces representa los gastos de consumo del hogar. Así, mientras las decisiones bajo riesgo  $A^*(.)$  no dependan de las preferencias frente al riesgo  $U(.)$ ,  $A^*(.)$  sería homogénea de grado cero en (w,p,c,q), lo que implica que las funciones de decisión pueden ser expresadas en términos de los precios relativos w/q, p/q y c/q (o sus distribuciones de probabilidad).

particularidades en las propiedades de simetría y homogeneidad dependiendo de las actitudes frente al riesgo.

De acuerdo con Sandmo (1971) y otros autores, bajo neutralidad al riesgo,  $\partial A^*/\partial w = 0$ ,  $\delta = 0$  y  $\partial A^*/\partial \sigma = 0$ , por lo tanto, (5b) implica que la función de respuesta  $A^*$  es homogénea de grado cero en  $\bar{\pi}_j$ ,

$$\sum_{j=1}^n \frac{\partial A_i^*}{\partial \bar{\pi}_j} \bar{\pi}_j = 0$$

Esta restricción de homogeneidad de la teoría clásica de producción muestra que las decisiones de producción no son afectadas por cambios proporcionales en todos los precios de los insumos y el producto.

Alternativamente,  $\partial A^*/\partial \sigma \neq 0$  y/o  $\partial A^*/\partial w \neq 0$  implican un distanciamiento de la neutralidad frente al riesgo. Sandmo mostró que cero efecto riqueza  $\partial A^*/\partial w = 0$ , corresponde a aversión absoluta constante al riesgo (CARA). Por el contrario, efecto riqueza diferente de cero  $\partial A^*/\partial w \neq 0$  corresponde a aversión absoluta al riesgo no constante. La creciente literatura económica ha mostrado evidencia en favor de que la aversión absoluta al riesgo decreciente (Decreasing Absolute Risk Aversion - DARA) podría describir el comportamiento económico de los productores agrícolas. Finalmente, bajo aversión al riesgo,  $\delta \neq 0$ , por lo tanto (5b) implica que la restricción de homogeneidad toma diferentes formas dependiendo del comportamiento, por ejemplo, bajo CARA se tiene  $\sum_{j=1}^n \frac{\partial A_i^*}{\partial \bar{\pi}_j} (\bar{\pi}_j + \delta_j) = 0$ , que es una función no lineal.

CARA implica que los cambios en las dotaciones iniciales de riqueza no alteran las decisiones óptimas (Pope & Just, 1991), de esta manera, un cambio positivo en la escala de riqueza no afecta las decisiones óptimas (Sandmo, 1971). El efecto riqueza desaparece, implicando que  $\partial A^C/\partial \bar{\pi} = \partial A^*/\partial \bar{\pi}$ , por lo tanto las

funciones compensadas y no compensadas tienen la misma pendiente con respecto a  $\bar{\pi}$  y  $\partial A^*/\partial \bar{\pi}$  es una matriz simétrica positive semi-definida. Las funciones de decisión son casi homogéneas de grado uno en la riqueza inicial, de grado uno en los retornos promedio esperados  $\bar{\pi}$ , de grado dos en los momentos de orden dos, y de grado s en los momentos de orden s de  $\pi$ . Además, CARA es crucial para el análisis exacto del bienestar de los productores. Pope, Chavas y Just (1983) encontraron que los cambios en el bienestar económicos del productor bajo incertidumbre en precio y producción asumiendo CARA en el marco de la maximización de la utilidad esperada puede ser medido correctamente bajo la curva de demanda de un insumo esencial y por encima del precio de mercado.

## 5. ESTIMACIONES Y RESULTADOS

Siguiendo a Chavas y Holt, la decisión teórica óptima  $A^* = (w, \bar{\pi}, \sigma)$  puede estimarse empíricamente si se considera la siguiente aproximación por serie de Taylor de primer orden:

$$(6) A_{it} = a_i + (\partial A_i / \partial w) w_{t-1} + \sum_{j=1}^2 (\partial A_i / \partial \bar{\pi}_j) \bar{\pi}_{jt} + \sum_{k \geq j}^2 \sum_{j=1}^2 (\partial A_i / \partial \bar{\sigma}_{jk}) \bar{\sigma}_{jkt} + v_{it}$$

donde  $A_{it}$  es el número de hectáreas plantadas del  $i$ -ésimo cultivo en el tiempo  $t$ ,  $i=1$  corresponde a coca e  $i=2$  corresponde a plátano,  $\bar{\pi}_{jt}$  es el beneficio neto esperado por hectárea del  $j$ -ésimo cultivo,  $\bar{\sigma}_{jjt}$  y  $\bar{\sigma}_{jkt}$  son las varianzas y la covarianza de los beneficios netos esperados, y  $v_{it}$  es el término de error.

Introduciendo la restricción de simetría (4) en (6) y considerando las políticas de control, la relación con el conflicto armado y la naturaleza del cultivo como variables explicativas de la asignación de áreas, se tiene la ecuación (7):

(7)

$$A_{it} = a_i + \alpha_i \left( w_{t-1} + \sum_j A_j \bar{\pi}_{jt} \right) + \sum_j \beta_{ij} \bar{\pi}_{jt} + \sum_{k \geq j} \sum_j \gamma_{ijk} \bar{\sigma}_{jkt} + \theta ASP + \eta_i PLANTE + \phi_i GARMADOS + A_{i,t-1} + u_{it}$$

donde,  $\alpha_i = \partial A_i / \partial w$ ,  $\beta_{ij} = \partial A_i^C / \partial \bar{\pi}_j$ ,  $\gamma_{ijk} = \partial A_i / \partial \bar{\sigma}_{jkt}$ , ASP corresponde al número de hectáreas asperjadas y se consideró únicamente en la ecuación de coca. PLANTE corresponde a la inversión en sustitución de cultivos y desarrollo alternativo y GARMADOS es una variable de control en el modelo que corresponde a las acciones de los grupos armados ilegales FARC y paramilitares, cuyo efecto en la diseminación de los cultivos ilícitos ya ha sido establecida (Díaz & Sánchez). Finalmente,  $A_{i,t-1}$ , es el área rezagada de los dos cultivos, que se considera porque la coca y el plátano son cultivos permanentes que se mantienen durante algunos años. La condición de simetría implica que  $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ ,  $i \neq j$ . Por lo tanto, al estimar el sistema de ecuaciones (7) se debe evaluar o imponer la restricción (4).

### **Datos**

Se utilizaron datos de hectáreas cultivadas de coca y plátano a nivel municipal para estimar los parámetros del modelo. El análisis cubre municipios en los cuales se presentaron los dos cultivos en el periodo 1999-2002. Los datos de áreas de coca años 1999 a 2001 y conflicto armado se obtuvieron del Centro de Estudios Económicos –CEDE- y los datos del año 2002 se obtuvieron del proyecto SIMCI de UNDCP. Los datos de plátano se obtuvieron del Ministerio de Agricultura. Los datos sobre área asperjada e inversión en proyectos de desarrollo alternativo fueron suministrados por la Dirección Antinarcoóticos de la Policía Nacional y la Oficina del Plan Colombia, respectivamente.

Para poder estimar el modelo es necesario hacer algunos supuestos sobre las expectativas de beneficios Siguiendo el trabajo de varios autores, entre ellos Chavas & Holt (1990, 1996) y Holt (1999), se puede utilizar la estructura de expectativas adaptativas para construir las variables no observadas. Los

beneficios netos esperados en el tiempo  $t$  se pueden calcular usando la expresión (8a):

$$(8a) \quad E_{t-1}(\pi_{it}) = \alpha_i + \pi_{i,t-1}$$

donde  $\alpha_i = E(\pi_{it} - \pi_{i,t-1})$ , es el promedio de la primera diferencia en  $\bar{\pi}_i$  en el periodo de la muestra.

La incertidumbre en precio y productividad determina la incertidumbre de los beneficios esperados, que puede ser medida como el cuadrado de la desviación de los beneficios netos en el periodo anterior con respecto a sus valores esperados. La expresión (8b) permite calcular tal desviación usando ponderadores que disminuyen progresivamente en el tiempo:

$$(8b) \quad Var(\bar{\pi}_{it}) = \sum_{j=1}^3 \omega_j [\bar{\pi}_{i,t-j} - E_{t-1}(\pi_{i,t-j})]^2$$

donde los ponderadores  $\omega_j$  son  $(0.8, 0.15, 0.05)^{16}$ . Los datos, las variables construidas a partir de ellos y las fuentes se describen en el apéndice.

## **Resultados**

El modelo econométrico (7) fue estimado mediante el método de regresiones aparentemente no relacionadas (seemingly unrelated regresión – SURE) en Limdep 7.0. El problema de autocorrelación determinado con el estadístico  $h$  de Durbin en la ecuación individual de coca fue corregido en la estimación del sistema por mínimos cuadrados generalizados (GLS, en inglés) usando rho. En el cuadro 2 se presentan las estimaciones del modelo (7) teniendo

---

<sup>16</sup> También se utilizaron otras tripletas de ponderadores  $(0.5, 0.33, 0.17)$ ,  $(0.7, 0.2, 0.1)$ ,  $(0.5, 0.3, 0.2)$  y  $(0.33, 0.33, 0.33)$ . Los resultados usando  $(0.8, 0.15, 0.05)$  fueron mejores en términos de signos, significancia de los coeficientes y ajuste del modelo. Cabe aclarar que el esquema de ponderaciones no afectó los resultados de los test de simetría, los efectos de la riqueza ni las conclusiones a cerca de la naturaleza de las preferencias.

en cuenta las acciones de las FARC y los paramilitares ponderadas por la presencia de estos grupos en los municipios vecinos.

Se impuso la restricción de simetría (4) en las estimaciones. La hipótesis nula asociada con (4) es  $H_0: \beta_{12} = \beta_{21}$ ; es decir el cambio en el área cultivada de coca ante un cambio unitario en los beneficios esperados del plátano debe ser igual al cambio en el área cultivada de plátano ante un cambio unitario en los beneficios esperados de la coca. Como se puede observar, el valor  $\chi^2$  para el test de Wald fue 6.265, lo que implica que la restricción de simetría puede rechazarse al nivel de significancia del 5%.

Los beneficios esperados de la coca y el plátano fueron altamente significativos y estuvieron positivamente relacionados con el área plantada de cada uno respectivamente. En la ecuación de coca, los beneficios esperados del plátano fueron altamente significativos y negativos, como se esperaba, pero los beneficios de la coca en la ecuación del plátano no fueron significativos. La riqueza (medida como la riqueza inicial más el valor de la producción) fue altamente significativa contrario a las varianzas y covarianza, variables que no fueron significativas. La no significancia de estas variables pudo deberse a la escasa variabilidad de los beneficios esperados estimados para el cultivo de coca con los datos municipales disponibles<sup>17</sup>.

---

<sup>17</sup> Los beneficios esperados por hectárea para el cultivo de coca fueron iguales para todos los municipios de cada departamento.

**Cuadro 2: Ecuaciones estimadas del área asignada a cultivos de coca y plátano**

Variable	Ecuación de coca	Ecuación de Plátano
Intercepto	-1082.913 (392.696) <sup>***</sup>	215.082 (363.860)
$\bar{\pi}_1$	99.954 (45.952) <sup>**</sup>	-61.036 (43.304)
$\bar{\pi}_2$	-251.428 (63.329) <sup>***</sup>	209.530 (71.186) <sup>***</sup>
$\bar{\sigma}_{11}$	-2.631 (2.393)	0.824 (2.890)
$\bar{\sigma}_{22}$	2.514 (7.692)	0.097 (8.849)
$\bar{\sigma}_{12}$	2.826 (23.546)	-3.681 (26.401)
$w_{t-1} + \sum_j A_j \bar{\pi}_{jt}$	50.975 (2.573) <sup>***</sup>	11.921 (2.159) <sup>***</sup>
ASP-1	0.031 (0.030)	
PLANTE-1	-0.167 (0.070) <sup>**</sup>	0.150 (0.075) <sup>**</sup>
WFARC	17.137 (16.199)	-11.559 (18.347)
WPARAM	27.774 (57.414)	17.699 (61.596)
$A_{t-1}$	0.281 (0.033) <sup>***</sup>	0.783 (0.050) <sup>***</sup>
N	508	508
R <sup>2</sup> ajustado	0.768	0.535
F (test del modelo)	154.00	59.44
Wald Test (test restricción)	$\chi^2 = 6.265$ ; p-valor 0.0123	

Los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándar. Uno, dos y tres asteriscos indican significancia estadística diferente de cero al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

En cuanto a las variables de política, se tiene que la variable ASP-1 estuvo relacionada positivamente con el área de coca cultivada pero no fue

estadísticamente significativa. La variable inversión del PLANTE-1 presentó el signo esperado y fue significativa al nivel de significancia del 5% y muestra que un incremento en 1,000 en la inversión en desarrollo alternativo contribuye a la disminución de 0.167 hectáreas de coca y un incremento de 0.150 hectáreas de plátano.

Con las variables WFARC y WDPARAM, se intentó capturar el efecto de diseminación de la coca causado por los grupos armados ilegales. Los estimadores presentaron el signo correcto en la ecuación de coca pero no fueron estadísticamente significativos; esto posiblemente a la medición puntual en el tiempo de las acciones de estos grupos. En la ecuación de plátano los efectos de estas variables tampoco fueron significativos.

Por último, con la variable de área rezagada se puede ver que la persistencia de los cultivos de plátano es mayor con respecto a los cultivos de coca. Mientras que 0.783 has de plátano en el periodo  $t$  son explicadas por el incremento de una hectárea en el periodo  $t-1$ , solamente 0.281 has de coca en el periodo  $t$  son explicadas por cada hectárea de coca adicional cultivada en el periodo anterior.

Considerando que Díaz y Sánchez (2004) encontraron que en el periodo 1999-2001 se presentó tanto difusión contagiosa como difusión jerárquica de los cultivos de coca entre los municipios – la difusión jerárquica fue predominante- y que las actividades del grupo guerrillero FARC explicaron gran parte de esa difusión; el modelo estimado anteriormente se complementa incluyendo la variable CONTAG, la cual pretende capturar los efectos de que un municipio esté en una región cocalera y es una medida aproximada de la difusión contagiosa entre municipios.

El modelo econométrico quedaría así:

(9)

$$A_{it} = a_i + \alpha_i \left( w_{t-1} + \sum_j A_j \bar{\pi}_{jt} \right) + \sum_j \beta_{ij} \bar{\pi}_{jt} + \sum_{k \geq j} \sum_j \gamma_{ijk} \bar{\sigma}_{jkt} + \theta ASP + \eta_i PLANTE + \phi_i FARC + \gamma CONTAG + A_{i,t-1} + u_{it}$$

Las variables ASP y CONTAG fueron regresadas únicamente en la ecuación de coca. Se consideraron dos formas de las variables de política. La primera consiste en incluir las variables rezagadas en las regresiones, por lo que se estaría evaluando los efectos de la política sobre las expectativas de los productores (de igual manera como lo hicieron Moreno-Sánchez et al. y Carvajal). La segunda forma consistió en tener en cuenta la variable en el mismo periodo, de esta manera se consideran los efectos de destrucción física de los cultivos de coca en cada periodo. El problema de endogenidad de las variables, en este segundo enfoque, visto desde la perspectiva de que habría mayor fumigación e inversión en las regiones cocaleras (endémicas) se espera sea disminuido por la inclusión de la variable CONTAG, en la que se recogen los efectos de la situación global de los municipios vecinos. Nuevamente se prueba la hipótesis de simetría. El valor  $\chi^2$  para el test de Wald fue 7.100 en la primera estimación (cuadro 3) y 7.459 en la segunda estimación (cuadro 4), lo que implica que la restricción de simetría pueda rechazarse al nivel de significancia del 5% en las dos estimaciones.

El hecho de rechazar la restricción de simetría  $H_0: \beta_{12} = \beta_{21}$  implica que las decisiones de asignación del área para los cultivos de coca y el área para los cultivos de plátano no se derivan del mismo proceso de maximización de la utilidad esperada. Existen dos posibles explicaciones para este resultado. La primera, de acuerdo con Díaz y Sánchez (2004), la actividad de los grupos armados ilegales explica en gran medida la expansión de la producción de la hoja de coca en el periodo 1999-2001, por lo tanto, las decisiones de cultivo no las tomaría el mismo agente (municipio) o estos grupos afectarían de manera asimétrica las decisiones del agente; sin embargo, como se puede observar, la

variable WFARC no fue estadísticamente significativa en las estimaciones de este modelo, posiblemente porque corresponde a observaciones de acciones ejecutadas en el municipio puntuales en  $t$  y no recoge el efecto de la influencia histórica del grupo armado sobre el municipio. La segunda, está relacionada con el cultivo sustituto elegido. Otros cultivos permanentes y producción pecuaria<sup>18</sup> también se consideran en el programa de desarrollo alternativo, que se estarían excluyendo del análisis. Adicionalmente, los cultivos anuales y transitorios pueden sustituir a la coca dependiendo de la economía regional.

En los dos modelos econométricos, los beneficios esperados de la coca y el plátano fueron altamente significativos y estuvieron positivamente relacionados con el área plantada de cada uno respectivamente. Las elasticidades compensadas con respecto a los ingresos propios de cada cultivo en el corto y largo plazo fueron 0.917 y 1.236 para la coca y 0.268 y 1.245 para el plátano. La respuesta de corto plazo de la distribución de área es inelástica a los cambios en los beneficios esperados para los dos cultivos, pero la coca responde en mayor medida que el plátano. Un incremento en 10% de los beneficios esperados en la producción de base de coca lleva un incremento en 9% del área cultivada, mientras que el mismo incremento en los beneficios esperados del cultivo de plátano produce un incremento del 3% en el área sembrada. La respuesta de largo plazo fue elástica para las dos cosechas. En la ecuación de coca, los beneficios esperados del plátano fueron altamente significativos y negativos, como se esperaba, pero los beneficios de la coca en la ecuación del plátano no fueron significativos. Las elasticidades cruzadas de área coca con respecto a los beneficios esperados de plátano fueron -0.265 en el corto plazo y -0.357 en el largo plazo. La riqueza inicial fue altamente significativa en todos los modelos

### **Cuadro 3: Ecuaciones estimadas del área asignada a cultivos de coca y plátano**

---

<sup>18</sup> De lo cual no existen estimativos sobre el área requerida por estas actividades productivas

### Expectativas sobre las políticas de control de la oferta de coca<sup>19</sup>

Variable	Ecuación de coca	Elasticidad	Ecuación de Plátano	Elasticidad
Intercepto	-1300.991 (404.045)***		222.695 (363.143)	
$\bar{\pi}_1$	111.828 (45.686)**	0.917 (1.236)	-60.688 (42.805)	
$\bar{\pi}_2$	-262.515 (63.285)***	-0.265 (-0.357)	208.367 (71.139)***	0.268 (1.245)
$\bar{\sigma}_{11}$	-3.249 (2.392)		0.755 (2.886)	
$\bar{\sigma}_{22}$	3.415 (7.660)		0.089 (8.845)	
$\bar{\sigma}_{12}$	5.732 (23.445)		-3.588 (26.395)	
$w_{t-1} + \sum_j A_j \bar{\pi}_{jt}$	51.570 (2.549)***	1.224 (1.648)	11.897 (2.158)***	0.360 (1.673)
ASP-1	0.261 (0.030)			
PLANTE-1	-0.169 (0.069)**	-0.025 (-0.034)	0.150 (0.075)**	0.110 (0.512)
WFARC	17.430 (15.865)		-10.986 (18.093)	
CONTAG	318.594 (155.831)**	0.157 (0.212)		
$A_{t-1}$	0.258 (0.034)***		0.785 (0.050)***	
N	508		508	
R <sup>2</sup> ajustado	0.771		0.536	
F (test del modelo)	155.75		66.17	
Wald Test (test restricción)	$\chi^2 = 7.100$ ; p-valor 0.0077			

Los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándar y las elasticidades de largo plazo. Las elasticidades fueron evaluadas en el valor de la media muestral. Uno, dos y tres asteriscos indican significancia estadística diferente de cero al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

<sup>19</sup> Las variables de política están rezagadas por lo tanto son completamente exógenas y tienen en cuenta los efectos sobre las expectativas de los productores.

**Cuadro 4: Ecuaciones estimadas del área asignada a cultivos de coca y plátano**  
**Valor en cada periodo de las políticas de control de oferta de coca<sup>20</sup>**

Variable	Ecuación de coca	Elasticidad	Ecuación de Plátano	Elasticidad
Intercepto	-1325.676 (397.131)***		204.907 (363.805)	
$\bar{\pi}_1$	115.914 (44.897)**	0.951 (1.360)	-58.960 (42.908)	
$\bar{\pi}_2$	-262.891 (61.823)***	-0.265 (-0.379)	220.419 (70.737)***	0.283 (1.337)
$\bar{\sigma}_{11}$	-3.875 (2.358)*	-0.046 (-0.066)	0.524 (2.893)	
$\bar{\sigma}_{22}$	3.722 (7.566)		0.142 (8.868)	
$\bar{\sigma}_{12}$	5.919 (23.149)		-2.168 (26.452)	
$w_{t-1} + \sum_j A_j \bar{\pi}_{jt}$	51.244 (2.529)***	1.216 (1.739)	12.119 (2.216)***	0.367 (1.730)
ASP	-0.064 (0.026)**	-0.037 (-0.053)		
PLANTE	-0.093 (0.060)*	-0.021 (-0.030)	0.041 (0.058)	
WFARC	13.938 (15.685)		-11.434 (18.136)	
CONTAG	354.432 (155.045)**	0.175 (0.250)		
$A_{t-1}$	0.301 (0.035)***		0.788 (0.051)***	
n	508		508	
R <sup>2</sup> ajustado	0.776		0.534	
F (test del modelo)	160.92***		65.62***	
Wald Test (test restricción)	$\chi^2 = 7.459$ ; p-valor 0.0063			

Los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándar y las elasticidades de largo plazo. Las elasticidades fueron evaluadas en el valor de la media muestral. Uno, dos y tres asteriscos indican significancia estadística diferente de cero al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

<sup>20</sup> Las variables de política se incluyeron como variables explicativas en el mismo periodo de tiempo. Como se dijo anteriormente, el problema de endogeneidad de las variables se espera haya sido reducido al tener en cuenta una variable CONTAG. Por ejemplo, un municipio *i* que está ubicado en una región cocalera tendría mayor probabilidad de ser fumigado que uno que no esté en una región “endémica” por lo tanto el área asperjada en este municipio *i* sería mayor y habría una relación positiva entre el área fumigada y el área cultivada. La variable CONTAG reúne ciertos aspectos de la dinámica de geográfica de los cultivos de coca.

estimados contrario a las varianzas y covarianzas, variables que no fueron significativas (excepto la varianza de los beneficios de la coca en la segunda estimación). Como se discutió para las estimaciones presentadas en el cuadro 2, la no significancia de estas variables pudo deberse a la escasa variabilidad de los beneficios esperados estimados para el cultivo de coca con los datos municipales disponibles.

Las variables *CONTAG* y  $A_{t-1}$  fueron estadísticamente significativas y estuvieron relacionadas positivamente con el área cultivada. Como mostraron los resultados de Díaz y Sánchez, en el periodo 1999-2001 se presentó principalmente una difusión jerárquica creciente de los cultivos ilícitos a través de los municipios, por lo tanto, es razonable esperar que un incremento en la cantidad de municipios vecinos que cultivan coca cause un incremento en el área de coca plantada debido a la difusión contagiosa (o al menos aumente la propensión a imitarlos). Según estas estimaciones, una cantidad grande de hectáreas (entre 318.06 y 354.43 en promedio por municipio, para un total entre 82,551 y 99,992 hectáreas en el periodo 1999-2002) puede explicarse por la presencia de cultivos de coca en los municipios vecinos. Las variables rezagadas de áreas cultivadas con coca y plátano fueron estadísticamente significativas al 1%. Cada hectárea adicional de coca cultivada en el periodo anterior explica entre 0.258 y 0.301 hectáreas cultivadas en el siguiente periodo, mientras que cada hectárea adicional de plátano en el periodo  $t-1$  causa un incremento entre 0.785 y 0.788 hectáreas de plátano en el periodo  $t$ . Estos resultados muestran que el cultivo de plátano es más estable que el cultivo de coca y respaldan los resultados discutidos anteriormente sobre las expectativas de los beneficios.

Las variables de política en el tiempo  $t$  fueron significativas y presentaron el signo esperado, pero el efecto es pequeño en magnitud. Según estos estimativos, la respuesta del área de coca cultivada es muy inelástica, i.e., las elasticidades de largo plazo fueron -0.053 para la fumigación área y -0.030 para la inversión en

desarrollo alternativo. Si las variables de política se consideran como factores que afectan las expectativas de los productores porque son condiciones dadas (tiempo  $t-1$ ), la erradicación está positivamente relacionada con el área cultivada de coca pero no es estadísticamente significativa, mientras que la inversión en desarrollo alternativo es estadísticamente significativa al 5% y está relacionada negativamente con la variable dependiente. La elasticidad de largo plazo de la coca con respecto a la variable PLANTE fue -0.034. La variable PLANTE está relacionada positivamente con el área de plátano cultivada y la elasticidad de largo plazo de estas variables se estimó en 0.512. Por lo anterior, el cultivo de plátano responde en mayor medida a la inversión del PLANTE que la coca. En general, el ajuste y significancia conjunta de los modelos son satisfactorios.

Para precisar el efecto de la política de erradicación aérea, también se calculó una variable de frecuencia de fumigaciones como aproximación del nivel de riesgo, teniendo en cuenta los meses en los que se realizaron tales fumigaciones. Asumiendo que se obtienen entre 2-4 cosechas de hoja de coca al año, se tuvieron en cuenta dos niveles de frecuencia: número de trimestres en los que se presentaron fumigaciones en el periodo anterior y número de semestres en el periodo anterior<sup>21</sup>. En los dos casos las variables presentaron el signo negativo esperado pero no fueron significativas (cuadro 8 en el apéndice).

Aunque la restricción de simetría fue rechazada, se pueden obtener algunos resultados tentativos sobre la naturaleza de las preferencias frente al riesgo a partir de las pruebas de hipótesis de neutralidad al riesgo y aversión absoluta constante al riesgo. La hipótesis de neutralidad al riesgo puede ser evaluada con  $H_0: \gamma_{ijk} = 0$  y  $\alpha_i = 0$ . El valor  $\chi^2$  del test de Wald fue 428.75, por lo tanto, la hipótesis nula puede ser rechazada al nivel de significancia del 1%. La hipótesis

---

<sup>21</sup> Los trimestres se organizaron así: enero-marzo, abril-mayo, junio-agosto y septiembre-diciembre. Si en algún o algunos meses dentro de cada trimestre se fumigó se le dio el valor de 1 al periodo, la variable constituyó la suma de los cuatro trimestres.

de CARA fue probada usando  $H_0: \alpha_i = 0$ . El valor  $\chi^2$  del test de Wald fue 413.29, en este caso la hipótesis también puede ser rechazada al 1% de significancia. Los resultados anteriores muestran que el agente no sería neutral al riesgo, ni tampoco CARA describiría adecuadamente su comportamiento frente al riesgo. Siguiendo a Sandmo (1971) y como lo discutieron Chavas y Holt en su aplicación,  $\partial A^*/\partial w > 0$  implica aversión absoluta decreciente al riesgo (DARA). Los resultados  $\partial A_c^*/\partial w = 51.570$  y  $\partial A_p^*/\partial w = 11.897$  muestran que DARA describiría mejor el comportamiento de los productores<sup>22</sup>.

## 6. IMPLICACIONES DE POLÍTICA Y CONCLUSIONES

En este estudio se utilizó un modelo de maximización de la utilidad esperada para explicar el cultivo de coca y plátano bajo incertidumbre en Colombia. Los resultados muestran que la decisión sobre asignación de áreas para estos dos cultivos no se deriva del mismo proceso de maximización. Sin embargo, las variables económicas como los beneficios esperados y la riqueza fueron significativas. Este análisis indica que el comportamiento de los productores sería modelado más apropiadamente a través de la aversión absoluta decreciente al riesgo y que las políticas de control de hoja de coca no han tenido la eficiencia esperada. Este último resultado, ya había sido predicho en algunos análisis económicos en los cuales se hicieron prevenciones acerca de las expectativas que se pudieran formarse sobre estas políticas (Whynes, 1991; Kennedy et al, 1993).

La “zanahoria” tuvo el efecto esperado (negativo) sobre los cultivos de coca. El análisis de datos para el periodo 1999-2002 mostró que las expectativas de los productores son afectadas por la inversión en desarrollo alternativo y la respuesta

---

<sup>22</sup> Las varianzas y la covarianza no fueron individualmente significativas en la primera estimación. La alta significancia de la variable riqueza hace que los parámetros de las varianzas, covarianza y riqueza sean conjuntamente significativos. En la segunda estimación se presenta la misma situación con excepción del parámetro de la varianza de los beneficios esperados de coca que fue significativa al 10%.

a este incentivo es correcta pero pequeña en magnitud. Las discusiones a cerca de la efectividad de esta política han evidenciado las complicaciones prácticas en el momento de implementarla, algunas de ellas son la oposición de los productores en cada periodo, las contra-estrategias de los traficantes, el largo periodo de adopción de tecnología y posiblemente la pérdida de bosque tropical (Whynes, 1991; Gibson & Godoy, 1993). En este mismo sentido, Thoumi (2002) revisó la experiencia Boliviana de sustitución de cultivos y concluyó que el programa falló debido a varios aspectos como problemas de coordinación, actitudes de resistencia de los productores, el uso de datos no confiables para la planificación de los programas, el uso de tecnología inapropiadas y costosas, compensación a los excedentes de la producción de hoja de coca lo cual generó un precio de sustentación y por corrupción. Finalmente, la zanahoria tiene efectos sobre el bienestar de las comunidades en las cuales se desarrollan programas, que no se consideraron en este estudio.

La política del garrote incluida en el modelo econométrico como una variable de expectativa (rezagada) no tuvo efecto estadísticamente significativo sobre la decisión de cultivar coca, en ninguno de los casos considerados como área asperjada o como frecuencia de aspersión. Cuando la variable ASP se incluyó para explicar el área cultivada en el mismo periodo de tiempo (por ejemplo  $Acoca_{2001}$  vs.  $ASP_{2001}$ ), el efecto de la variable sobre el área fue negativo aunque pequeño. Según lo anterior, los productores pueden sembrar coca nuevamente y obtener la primera cosecha en los tres a seis meses siguientes. Se ha discutido que debido a que la producción de base de coca requiere poca tecnología, la erradicación es una política que debe ser sostenida en el tiempo; sin embargo, los resultados mostraron que el incremento en la frecuencia de las fumigaciones no es estadísticamente significativo en afectar las expectativas de los productores en el periodo 1999-2002. Resultados similarmente inefectivos pueden esperarse de estrategias como la interdicción, según Kennedy et al (1993) si se decomisa y

destruye hasta un 70% de la producción sin limitar el nivel total de la misma, la política de interdicción no será efectiva.

Los anteriores resultados y discusión muestran que la zanahoria es más efectiva que el garrote para reducir la cantidad de hectáreas de coca plantadas. Un incremento de US\$ 1,000 en proyectos de desarrollo alternativo reduce 0.169 hectáreas de coca, mientras que el mismo incremento en los esfuerzos de erradicación reduce 0.128 hectáreas de coca que serán resembradas o compensadas en otra parte dentro o fuera del municipio<sup>23</sup>. Según estos cálculos, para reducir una hectárea de coca a través de sustitución de cultivos se necesitarían alrededor de US\$ 5,917 que es un valor mayor que los beneficios esperados promedio por el cultivo de plátano (US\$ 1,043) y menor que los beneficios esperados promedio por el cultivo de coca (US\$ 8,487). La escasa efectividad de las políticas se ha atribuido a las contra-estrategias de los grupos armados ilegales, quienes después de la desintegración de los carteles de la droga, tomaron el este negocio lucrativo para financiar sus actividades delictivas y consolidar su control territorial. El desarrollo de esta industria les dio la viabilidad financiera para fortalecerse e incrementar la violencia y el desplazamiento forzado en el país. Díaz y Sánchez encontraron que cerca del 50% de los cultivos nacionales del coca se explican por la actividades de los grupos armados ilegales; siendo así, si el valor potencial de la producción de base de coca en finca en al año 2001 fue de US\$ 543 millones (UNDCP, 2002), estos grupos ganaron alrededor de US\$ 272 millones en la primera parte de la cadena de producción de cocaína. Como se puede observar, las ganancias son bastante significativas por lo que si la erradicación y la sustitución de cultivos fuesen exitosos en algunas regiones, los grupos guerrilleros y paramilitares podrían expandir la producción de coca a otros lugares, para mantener esos niveles de ingresos. Adicionalmente, los grupos armados podrían estar afectando el riesgo a los que se enfrentan los

---

<sup>23</sup> Los costos promedio de erradicación en el año 2001 ascendieron a US\$ 500 (CGR, 2003).

productores puesto que aseguran el mercado de coca con altos precios y comercialización segura.

La existencia de efecto riqueza positivo indicaría que la coca genera ingresos que incrementan los niveles de riqueza iniciales bajos, por lo que con el tiempo, los productores muy aversos al riesgo disminuirán su grado de aversión y sembrarán más coca. Dicho de otra manera, si los agricultores son aversos al riesgo con aversión absoluta decreciente DARA, entonces el incremento en la riqueza inicial tendería a compensar su necesidad de protección del ingreso y de los precios (Chavas & Holt, 1990). De acuerdo con Sandmo, los productores neutrales al riesgo solamente requieren beneficios no negativos para entrar en la industria mientras que los productores con “una gran aversión” al riesgo entrarán a competir con los niveles de producto para los cuales el costo marginal sea menor que el precio esperado. En general, la distribución del producto y los beneficios esperados entre firmas varían de acuerdo al grado de aversión al riesgo. La erradicación y el desarrollo alternativo intentan reducir la oferta afectando la rentabilidad de la producción de coca por diferentes vías. La erradicación busca aumentar los costos de producción a través del incremento en el riesgo en los productores cuya aversión al riesgo disminuye con la riqueza; mientras que la política de desarrollo alternativo buscaría aumentar los costos marginales de la producción de coca relativos a los costos marginales de producción de cultivos sustitutos y por lo tanto el incremento en la rentabilidad de los sustitutos. En este modelo agregado, si se reducen los beneficios totales percibidos por el municipio por cultivar coca, el municipio tendrá un nivel de riqueza menor con lo cual su aversión al riesgo será mayor.

En este estudio se discutió y mostró que las estrategias coercitivas son costosas y poco efectivas. Posteriores estudios podrían modelar el efecto de otras políticas de control utilizadas (por ejemplo la interdicción), utilizar datos agregados en otro nivel y datos de otros cultivos; así como otras metodologías de estimación.

Sería interesante tener en cuenta la escala de los cultivos para evaluar el efecto de los grupos armados y el riesgo y determinar de una manera más rigurosa y profunda el comportamiento frente al riesgo de cada uno de los agentes.

## REFERENCIAS

Babcock, B.A. (1990). Acreage decisions under marketing quotas and yield uncertainty. *American Journal of Agricultural Economics*, 72, 958-965.

Carvajal, M. P. (2002). Factores explicativos de la presencia de cultivos ilícitos en los municipios de Colombia. Tesis de maestría Economía del Medio Ambiente y Recursos Naturales. Universidad de los Andes. Bogotá.

Chavas, J.-P. (1987). Constrained choices under risk. *Southern Economic Journal*, 53, 662-676.

Chavas, J.-P., & Pope, R.D. (1981). Welfare measures of production activities under risk aversion. *Southern Economic Journal*, 48, 187-96.

Chavas, J.-P., & Pope, R.D. (1985). Price uncertainty and competitive firm behavior: testable hypotheses from expected utility maximization. *Journal of Economics and Business*, 37, 233-235.

Chavas, J.-P., & Holt, M. T. (1990). Acreage decisions under risk: the case of corn and soybeans. *American Journal of Agricultural Economics*, 72, 529-538.

Chavas, J.-P., & Holt, M. T. (1996). Economic behavior under uncertainty: a joint analysis of risk preferences and technology. *Review of Economics and Statistics*, 78, 329-335.

CGR (Contraloría General de la República). (2003). Plan Colombia. Cuarto informe de evaluación.

Coyle, B. (1992). Risk aversion and price risk in duality models of production: a linear Mean-Variance approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 74, 849-859.

Coyle, B. (1999). Risk aversion and yield uncertainty in duality models of Production: a Mean-Variance approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 553-567.

Diaz, A. M. & Sanchez, F. (2004). Geografía de los cultivos ilícitos y conflicto armado en Colombia. Universidad de los Andes. Documento CEDE 2004-18. (English version Documento CEDE 2004-19).

Gibson, B. & Godoy, R. (1993). Alternatives to coca production in Bolivia: a computable general equilibrium approach. *World Development*, 21 (6), 1007-1021.

Hazzell, P. B. R. & Scandizzo P. L. (1975). Market intervention policies when production is risky. *American Journal of Agricultural Economics*, 57 (4), 641-649.

Holt, M. (1999). A linear approximate acreage allocation model. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 24 (2), 383-397.

Just, R. (1974). An investigation of the importance of risk in farmer's decisions. *American Journal of Agricultural Economics*, 56 (1), 14-25.

Just, R. (1975). Risk response models and their use in agricultural policy evaluation. *American Journal of Agricultural Economics*, 57 (5), 836-843.

Just, R. (1977). Estimation of an adaptive expectations model. *International Economic Review*, 18 (3), 629-644.

Kennedy, M., Reuter, P., & Riley, K. (1993). A simple economic model of cocaine production. National Defense Research Institute RAND, Santa Monica, California.

Koc, A.A. (1999). Acreage allocation model estimation and policy evaluations for major crops in Turkey. Recovered from: <http://www.card.iastate.edu/publications/DBS/PDFFiles/99wp220.pdf>

Lansink, A. O. (1999). Area allocation under price uncertainty on Dutch arable farms. *Journal of Agricultural Economics*, 50 (1), 93-105.

Miranda, M. J., Novak, F., & Lerohl, M. (1994). Acreage response under Canada's western grains stabilization program. *American Journal of Agricultural Economics*, 76, 270-276.

Moreno-Sanchez, R. Kraybill D.S. & Thompson S.T. (2003). An econometric analysis of coca eradication policy in Colombia. *World Development*, 31 (2), 375-383.

Pope, R. , Chavas J.-P., & Just, R. (1983). Economic welfare evaluations for producers under uncertainty. *American Journal of Agricultural Economics*, 65 (1), 98-107.

Pope, R., & Just, R. (1991). On testing the structure of risk preferences in agricultural supply analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 73(3), 543-548.

Rementería, I. (1992). Economía y drogas. *Colombia Internacional* (20): 9-16.

Rocha, R. (1997). Aspectos económicos de las drogas ilegales In: Thoumi, F. E., Uribe, S., Rocha, R., Reyes, A., Garzón, E. A., López, A., Tokatlian, J. G., &

Hernández, M. Drogas ilícitas en Colombia. Su impacto económico, político y social. (pp. 141 - 278). Bogotá.: Ariel Ciencia Política, PNUD, Dirección Nacional de Estupefacientes.

Rocha, R. (2000). La economía colombiana tras 25 años de narcotráfico. Bogotá.: Siglo del Hombre Editores.

Sandmo, A. (1971). On the theory of the competitive firm under price uncertainty. *American Economic Review*, 61, 65-73

Steiner, R. (1998). Colombia's income from the drug trade. *World Development*, 26 (6), 1013-1031.

Thoumi, F. E. (2002). El imperio de la droga. Narcotráfico, sociedad y economía en los andes. Bogotá.: Editorial Planeta.

UNDCP (United Nations Office for Drug Control and Crime Prevention). (2002). Global illicit drug trends 2002. New York.: United Nations.

UNDCP (United Nations Office for Drug Control and Crime Prevention) and República de Colombia. (2003). Censo de coca en diciembre de 2002 & estimado inter-censal en julio de 2003.

Uribe, S. (1997). "Los cultivos ilícitos en Colombia. Extensión, técnicas y tecnologías para la producción y rendimientos. Magnitud de la industria" In: Thoumi, F. E., Uribe, S., Rocha, R., Reyes, A., Garzón, E. A., López, A., Tokatlian, J. G., & Hernández, M. Drogas ilícitas en Colombia. Su impacto económico, político y social. (pp. 37-135). Bogotá.: Ariel Ciencia Política, PNUD, Dirección Nacional de Estupefacientes.

Uribe S. (2000). Costos de producción de pequeños y medianos cultivadores de coca en Putumayo, Caquetá y Guaviare. Dirección Nacional de Estupefacientes. Bogotá.

Vargas, R. (1999). Fumigación y conflicto. Políticas antidrogas y deslegitimación del Estado en Colombia. Bogotá.: Tercer Mundo Editores.

Whynes, D. (1991). Illicit drug production and supply-side drug policy in Asia and South America. *Development and Change*, (22), 475-496.

WOLA (Washington Office on Latin America). (1997). Reluctant recruits: the U.S. military and the war on drugs. Written by Peter Zirnite. Washington, D.C.

**APÉNDICE**  
**Cuadro 5: Generalidades sobre los datos y variables**

Variable	Unidades	Media	Desviación Estándar	Datos	Fuente
Área de coca	Hectáreas	1034.49 (948.41)	2301.61 (2261.01)	Área de coca cultivada en cada municipio	CEDE (1994, 1999-2001), Proyecto SIMCI (2002)
Área de plátano	Hectáreas	811.71 (747.83)	1834.79 (1276.20)	Área de plátano cultivada en cada municipio	Ministerio de Agricultura
Beneficios esperados de coca por hectárea	Miles de US dólares del 2001	8.48	1.30	Precio de la base de coca anual, productividad promedio nacional y productividad promedio para 4 departamentos (74 municipios), costos anuales de mantenimiento por hectárea	Repotes de UNDCP, Contraloría General de la República (CGR), Oficina del Plan Colombia, Uribe (2000). Cálculos propios usando expectativas adaptativas, ecuación (8 <sup>a</sup> ).
Beneficios esperados de plátano por hectárea	Miles de US dólares del 2001	1.04	0.87	Precio pagado al productor, productividad y costos de sostenimiento por hectárea para cada municipio (1997-2002). Cálculos a partir de los ingresos departamentales por plátano para el año 1996.	Ministerio de Agricultura Cálculos propios usando expectativas adaptativas, ecuación (8a).
Varianza de los beneficios de coca (0.8,0.15,0.05)		12.77	19.69	Beneficios y beneficios esperados.	Cálculos propios, ecuación (8b).
Varianza de los beneficios de plátano (0.8,0.15,0.05)		0.73	6.34	Beneficios y beneficios esperados.	Cálculos propios, ecuación (8b).
Covarianza de los beneficios (0.8,0.15,0.05)		-0.04	2.12	Beneficios y beneficios esperados.	Cálculos propios, ecuación (8b).
Riqueza	Millones de US dólares del 2001	24.55	29.08	La riqueza inicial se aproximó al PIB departamental rezagado un periodo ponderado por la proporción de población rural municipal sobre la población rural departamental.	Departamento Nacional de Estadística (DANE) y cálculos propios, teniendo en cuenta: $w_{t-1} + \sum_j A_j \bar{\pi}_{jt}$
Area asperjada	Hectáreas	595.33 (491.05)	2198.02 (1895.33)	Area asperjada acumulada	Dirección Antinarcóticos
Inversión en proyectos de desarrollo alternativo	Miles de US dólares del 2001	235.75 (152.66)	985.71 (751.04)	Variable Proxy. Incluye la inversión en todos los proyectos de sustitución de cultivos a actividades agrícolas y pecuarias y proyectos de fortalecimiento comunitario.	Oficina del Plan Colombia
Contagio	Proporción de los municipios vecinos que tuvieron coca en el periodo anterior.	0.51	0.35		Cálculos propios

Los valores de las variables rezagadas se encuentran entre paréntesis

**Cuadro 6a: Estadísticas descriptivas de las variables de de expectativas económicas**

Estadísticos	Beneficios esperados de coca (miles US\$ 2001)	Varianza de los beneficios de coca (0.8, 0.15, 0.05)	Beneficios esperados de plátano (miles US\$ 2001)	Varianza de los beneficios de plátano (0.8, 0.15, 0.05)	Covarianza de los beneficios esperados de coca y plátano (0.8, 0.15, 0.05)
Media	8.4873	12.7688	1.0430	0.7268	-0.0398
Error típico	0.0575	0.8735	0.0385	0.2812	0.0942
Mediana	8.2388	4.0043	0.8883	0.1299	0
Desviación estándar	1.2967	19.6871	0.8696	6.3377	2.1241
Varianza de la muestra	1.6815	387.5812	0.7562	467.0908	4.5117
Mínimo	6.6473	0	-0.3949	0	-23.0165
Máximo	12.6038	125.2002	5.5778	140.3353	12.9870
n	508	508	508	508	508

**Cuadro 6b: Estadísticas descriptivas de las variables construidas en este estudio:  
W, variables de política y dinámica**

	$w_{t-1} \cong$ PIB agrícola deptal ponderado (millonesde US\$ 2001)	Riqueza: $w_{t-1} + \sum_j A_j \bar{\pi}_{jt}$ (millonesde US\$ 2001)	ASP-1 Has	PLANTE-1 (miles US\$ 2001)	WFARC Índice	CONTAGI O
Media	14.7637	24.5484	491.0545	152.6560	2.2821	0.5109
Error típico	0.6866	1.2902	84.0917	33.3218	0.1353	0.0156
Mediana	10.7484	14.9742	0	0.1280	1.2857	0.5714
Desviación estándar	15.4743	29.0790	1895.3302	751.0361	3.0490	0.3509
Varianza de la muestra	239.4541	845.5879	3,592,276.5	564,055.2	9.2959	0.1232
Mínimo	0.0778	0.1723	0	0	0	0
Máximo	155.334	174.1976	25869.9	12,985.7	33.3333	1
n	508	508	508	508	508	508

**Cuadro 7: Extensión del área de coca cultivada considerada en este estudio**

Año	Número de municipios en la base de datos completa	Número de hectáreas en la base de datos completa	Número de municipios considerados en este estudio	Número de hectáreas consideradas en este estudio	% hectáreas de coca consideradas en este estudio
1999	88	159,338	82	156,646	98.3
2000	174	162,526	151	151,113	93.0
2001	158	131,179	130	121,830	92.9
2002	168	102,071	145	95,933	94.0

**Cuadro 8: Estimaciones utilizando frecuencias de fumigación**

n = 508 Variable	FUMIGACIÓN TRIMESTRAL		FUMIGACIÓN SEMESTRAL	
	Ecuación de coca	Ecuación de Plátano	Ecuación de coca	Ecuación de Plátano
Intercepto	-1545.533 (397.111)***	744.560 (302.525)*	-1557.321 (396.442)***	734.378 (302.542)*
$\bar{\pi}_1$	129.374 (45.507)***	-121.424 (35.876)***	131.014 (45.461)***	-120.250 (35.883)***
$\bar{\pi}_2$	-121.424 (35.876)***	180.965 (70.270)***	-120.250 (35.883)***	181.884 (70.250)***
$\bar{\sigma}_{11}$	-4.004 (2.406)*	1.552 (2.870)	-4.174 (2.412)*	1.527 (2.870)
$\bar{\sigma}_{22}$	3.496 (7.681)	0.011 (8.845)	3.592 (7.685)	0.006 (8.845)
$\bar{\sigma}_{12}$	3.691 (23.485)	-0.817 (26.375)	3.933 (23.496)	-0.856 (26.376)
$w_{t-1} + \sum_j A_j \bar{\pi}_{jt}$	50.262 (2.507)***	12.482 (2.146)***	50.177 (2.505)***	12.484 (2.146)***
ASP-1	-34.161 (58.766)		-90.551 (89.805)	
PLANTE-1	-0.173 (0.065)***	0.159 (0.075)**	-0.170 (0.065)***	0.159 (0.075)**
WFARC	16.595 (15.946)	-11.769 (18.089)	17.396 (15.971)	-11.705 (18.090)
CONTAG	324.447 (159.233)**		340.299 (159.417)**	
$A_{t-1}$	0.276 (0.033)***	0.783 (0.050)***	0.281 (0.033)***	0.782 (0.050)***
R <sup>2</sup> ajustado	0.767	0.533	0.767	0.534
F (test modelo)	153.12	65.53	153.06	65.54
Wald Test	$\chi^2 = 6.755$ ; p-valor 0.010		$\chi^2 = 6.523$ ; p-valor 0.011	

Los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándar y las elasticidades de largo plazo. Las elasticidades fueron evaluadas en el valor de la media muestral. Uno, dos y tres asteriscos indican significancia estadística diferente de cero al 10%, 5% y 1%, respectivamente.