

COSTOS ECONÓMICOS Y SOCIALES DEL CONFLICTO EN COLOMBIA

¿CÓMO CONSTRUIR UN POSCONFLICTO SOSTENIBLE?

María Alejandra Arias

Adriana Camacho

Ana María Ibáñez

Daniel Mejía

Catherine Rodríguez

(compiladores)

 Universidad de
los Andes
Facultad de Economía

El conflicto armado en Colombia ha impuesto costos económicos y sociales sobre el país y la población por más de cinco décadas. Si bien durante los últimos años se han llevado a cabo estudios para cuantificar cómo afecta la economía, los resultados han sido aislados y se han publicado en un lenguaje académico que restringe su difusión y comprensión. El propósito principal de este libro es estudiar los beneficios económicos y sociales que trae para el país el fin de la guerra. Para esto se centra en tres objetivos: el primero, proveer evidencia específica sobre los costos monetarios y no monetarios del conflicto en Colombia; el segundo, aportar ideas para un eventual proceso de posconflicto; y el tercero, trascender las audiencias académicas para proveer un análisis riguroso en un lenguaje sencillo. Los autores proponen que las discusiones en torno al proceso de paz deben partir de posiciones informadas y precisas. Aunque se deben tener en cuenta las altas inversiones que se requieren para alcanzar un posconflicto sostenible, también se deben considerar los beneficios de largo plazo que rodean a los colombianos en un país en paz.



ISBN 978-958-695-998-8



9 789586 959988

COSTOS ECONÓMICOS Y SOCIALES DEL CONFLICTO
EN COLOMBIA: ¿CÓMO CONSTRUIR
UN POSCONFLICTO SOSTENIBLE?

María Alejandra Arias
Adriana Camacho
Ana María Ibáñez
Daniel Mejía
Catherine Rodríguez
(compiladores)

Costos económicos y sociales del conflicto en Colombia: ¿cómo construir un posconflicto sostenible? / María Alejandra Arias... [et al.]. -- Bogotá: Universidad de los Andes, Facultad de Economía, CEDE, Ediciones Uniandes, 2014.
268 pp.; 17 x 24 cm.

Otros autores: Adriana Camacho, Ana María Ibáñez, Daniel Mejía, Catherine Rodríguez, Román Andrés Zárate, Andrés Castañeda, Juan F. Vargas, Andrés Moya, Edgar Villa, Jorge A. Restrepo, Manuel Moscoso, Angelika Rettberg.

ISBN 978-958-695-998-8

1. Conflicto armado – Aspectos socioeconómicos – Colombia 2. Crecimiento económico – Colombia 3. Crimen organizado – Aspectos socioeconómicos – Colombia I. Arias, María Alejandra II. Camacho, Adriana III. Ibáñez Londoño, Ana María IV. Mejía Londoño, Daniel V. Rodríguez Orgales, Catherine VI. Zárate Vásquez, Román Andrés VII. Castañeda, Andrés VIII. Vargas, Juan F. IX. Moya, Andrés X. Villa, Edgar XI. Restrepo, Jorge A. XII. Moscoso, Manuel XIII. Rettberg Beil, Beatriz Angelika XIV. Universidad de los Andes (Colombia). Facultad de Economía. CEDE.

CDD 338.9861

SBUA

Primera edición: mayo de 2014

© María Alejandra Arias, Adriana Camacho, Ana María Ibáñez, Daniel Mejía y Catherine Rodríguez (compiladores)

© Universidad de los Andes, Facultad de Economía

Ediciones Uniandes
Carrera 1.ª núm. 19-27, edificio Aulas 6, piso 2
Bogotá, D. C., Colombia
Teléfono: 3394949, ext. 2133
<http://ediciones.uniandes.edu.co>
infeduni@uniandes.edu.co

ISBN: 978-958-695-998-8
ISBN e-book: 978-958-695-999-5

Corrección de estilo: Adriana Forero
Diagramación interior: Andrea Rincón
Diseño de cubierta: Angélica Ramos

Impresión:
Editorial Kimpres Ltda.
Calle 19 sur núm. 69C-17
Teléfono: 413 6884
Bogotá, D. C., Colombia

Impreso en Colombia – *Printed in Colombia*

Todos los derechos reservados. Esta publicación no puede ser reproducida ni en su todo ni en sus partes, ni registrada en o transmitida por un sistema de recuperación de información, en ninguna forma ni por ningún medio, sea mecánico, fotoquímico, electrónico, magnético, electro-óptico, por fotocopia o cualquier otro, sin el permiso previo por escrito de la editorial.

CONTENIDO

Introducción	19
<i>María Alejandra Arias, Adriana Camacho, Ana María Ibáñez, Daniel Mejía, Catherine Rodríguez</i>	
Características del conflicto armado y sus efectos sobre la salida de firmas	35
<i>Adriana Camacho, Catherine Rodríguez, Román Andrés Zárate</i>	
Conflicto armado en Colombia y producción agrícola: ¿aprenden los pequeños productores a vivir en medio del conflicto?	61
<i>María Alejandra Arias, Ana María Ibáñez</i>	
Hitos del conflicto y riesgo país	93
<i>Andrés Castañeda, Juan F. Vargas</i>	
Consecuencias de la aspersión aérea en la salud: evidencia desde el caso colombiano	117
<i>Adriana Camacho, Daniel Mejía</i>	
¿Pueden la violencia y los trastornos mentales condenar a la población desplazada a una situación de pobreza crónica?	139
<i>Andrés Moya</i>	

Crecimiento económico, conflicto armado y crimen organizado,
evidencia para Colombia 181

Édgar Villa, Jorge A. Restrepo, Manuel Moscoso

Encuentro con los otros: perspectivas para la reconciliación
en Colombia 221

Angelika Rettberg

INT
GRÁ
GRÁ
CA
SOB
GRÁ
GRÁ
GRÁ
GRÁ
CON
¿AP
DEL
GRÁ
GRÁ
GRÁ
HIT
GRÁ

CRECIMIENTO ECONÓMICO, CONFLICTO ARMADO Y CRIMEN ORGANIZADO, EVIDENCIA PARA COLOMBIA¹

*Édgar Villa²,
Jorge A. Restrepo³
Manuel Moscoso⁴*

De la paz se debe esperar todo, de la guerra nada más que desastre.

Simón Bolívar

Introducción

El caso de Colombia es tal vez único para una indagación sobre las relaciones entre la violencia del conflicto armado, el crimen organizado y el crecimiento económico, en vista de que este país ha sufrido de manera simultánea un conflicto armado interno y altos niveles de violencia relacionados con el crimen organizado. Durante las últimas dos décadas diversos estudios han procurado determinar la existencia de una posible asociación entre diferentes formas de violencia, la presencia de un conflicto armado interno y el desempeño económico. Tales estudios se fundamentan en lo que aparenta ser un consenso en la literatura, en el sentido

1 Agradecemos a Juan Camilo Gómez por su asistencia en la elaboración de la base de datos utilizada en este artículo. Se agradecen los comentarios y sugerencias de Catherine Rodríguez, al igual que los aportes de los participantes en los seminarios en las universidades Javeriana y Andes. A pesar de nuestros esfuerzos, los errores que permanecen en este escrito son únicamente de nuestra responsabilidad.

2 Profesor asociado de la Escuela Internacional de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de La Sabana. edgar.villa@unisabana.edu.co

3 Profesor asociado del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Javeriana. jarestrepo@javeriana.edu.co

4 Economista e investigador del Centro de Recursos para el Análisis de Conflicto (CERAC). manuelmoscoso@cerac.org.co

de que tanto la violencia delincuenciales como el conflicto armado afectan negativamente el desempeño económico. Dicho efecto se presenta –en el caso de la economía formal– a través de la destrucción directa de capital humano, de capital físico y del deterioro institucional que traen consigo las hostilidades en un conflicto armado interno como la violencia misma que afecta a las personas (GBAV, 2008, 89). En el caso de las economías duales con un gran sector informal, tal consenso arguye que, al amparo de los conflictos armados y la presencia de violencia, se da un crecimiento de tales actividades grises e ilegales –en la forma de una mayor depredación de rentas de carácter ilegal, mercados negros, etcétera– (Schneider, 2002). Pese a este consenso en la literatura, son pocos los estudios que han procurado determinar de manera empírica la presencia de dicha relación o, una vez encontrada, cuantificarla. A su vez, son escasos en la literatura aquellos estudios que tengan como base de tal exploración empírica un modelo teóricamente fundamentado que provea una estructura analítica para la exploración cuantitativa.

Este artículo desarrolla un modelo de crecimiento Solow-Swan que tiene en cuenta las consecuencias del conflicto armado y el crimen organizado en el ingreso de una economía departamental, donde se muestra que un aumento en el gasto en seguridad podría llegar a aumentar el capital (humano y físico), el ingreso y el consumo en el largo plazo, aunque no necesariamente. Mediante la utilización de un panel de datos (desbalanceado) departamental para Colombia en el período 1988-2009, se estima una ecuación estructural que se deduce del modelo teórico desarrollado. Con un estimador de efectos fijos, se encuentra que el logaritmo del PIB departamental está asociado a una reducción del -0,04 y -0,36, respectivamente, con respecto a un incremento del 1 % en el conflicto armado (medido como la proporción del ingreso departamental que se pierde por ataques unilaterales de la guerrilla) y las actividades de apropiación ilegal de rentas del crimen organizado y grupos armados (medido como la proporción del ingreso departamental que se pierde por secuestros). Además, no se encuentra una variación significativa en estos estimativos durante el período de gobierno de Álvaro Uribe Vélez (2003-2009) frente al período anterior (1988-2002), lo que indicaría que, al menos en el ámbito departamental, las políticas de seguridad puestas en práctica durante este período, incluida la conocida “Política de Seguridad Democrática” (PSD), no parecen haber cambiado estadísticamente la relación entre conflicto armado, crimen organizado y los resultados de crecimiento económico departamental. Por último, se encuentra una predicción de que la reducción del conflicto armado en un 100 % –y en un escenario donde los demás factores permanecen constantes, una situación de terminación del

conflicto como producto de firmar un acuerdo de paz con grupos guerrilleros— aumentarían la tasa de crecimiento anual del PIB departamental en 4,4 puntos porcentuales, en promedio.

En lo que sigue, se presenta una breve revisión de la literatura para el caso colombiano, se caracteriza de forma simple la diferencia entre un grupo que participa en el conflicto armado y una organización criminal, luego se presenta de forma verbal el modelo teórico que se desarrolla, el cual se relega a un apéndice donde se deriva matemáticamente. A continuación se presenta el modelo econométrico estimable que proviene del modelo estructural desarrollado, el cual también se deduce matemáticamente en el apéndice, donde se discuten detalladamente las diferentes medidas empíricas utilizadas en la estimación. Luego se presentan las fuentes de datos y las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas, para finalmente presentar los resultados empíricos obtenidos y concluir.

Revisión de la literatura

Para el caso colombiano, entre los estudios que se han aproximado a cuantificar el impacto o la relación entre la criminalidad, la violencia y el conflicto sobre el desempeño económico, se destacan los de Rubio (1995), Parra (1998), Echeverry, Salazar y Navas (2001), Arias y Ardila (2003), Querubín (2003), Vargas (2003), Cárdenas (2007) y Zenteno (2007).⁵ La aproximación pionera en la literatura colombiana es la de Rubio (1995), quien asocia de forma argumental la reducción del crecimiento económico que se presentó durante la década de los ochenta en Colombia con un deterioro del ambiente institucional ocasionado por el repunte del narcotráfico y el crecimiento del conflicto armado interno. Rubio señala que tanto el narcotráfico como el conflicto interno generaron una pérdida del PIB del orden del 2 % por año, sin contar el efecto sobre otros factores de mediano plazo (tales como la pérdida de productividad e inversión). Cárdenas (2007), por su parte, se centra en estudiar el impacto que tiene la violencia sobre la productividad, utilizando un ejercicio de determinantes de la productividad total de los factores. En este trabajo se argumenta que desde 1980 hasta 1999, las pérdidas de productividad, que a su vez explican una caída del crecimiento económico, se deben a un incremento en la "criminalidad y el narcotráfico". El autor señala que un choque positivo en el crecimiento de los cultivos ilícitos y en la

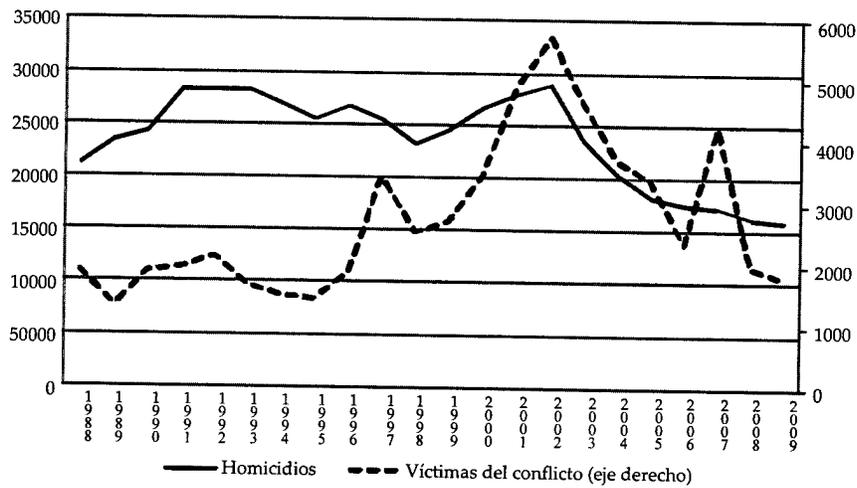
⁵ Para una revisión de la literatura de la relación entre crecimiento económico y violencia del conflicto para el caso colombiano, se recomienda revisar el documento de Riascos y Vargas (2011).

tasa de homicidios –variables proxy de tales factores– está asociado con una “reducción permanente” en el crecimiento del PIB per cápita de 0,3 puntos porcentuales anuales. Por su parte, Querubín (2003) argumenta que el incremento de la violencia homicida que se presentó entre 1990 y 1999 generó un deterioro en el crecimiento económico. De acuerdo con sus estimaciones, con cifras anuales por departamento, reporta que un aumento en la tasa de homicidios de diez puntos porcentuales genera una reducción de 0,37 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento del producto. Vargas (2003) reporta –con un ejercicio similar al de Querubín, utilizando una estimación mediante mínimos cuadrados en tres etapas– que la pérdida de crecimiento del PIB per cápita es de 0,33 % en promedio durante la década de los noventa, la cual crece a partir de 1998 a 1,25 % del PIB. En un ejercicio que busca evaluar el crecimiento efectivamente alcanzado frente al potencial de largo plazo, Echeverry, Salazar y Navas (2001) reportan que la pérdida de crecimiento en Colombia con respecto al crecimiento de largo plazo que se puede atribuir al conflicto armado –medido mediante la tasa de homicidios– es del orden de 0,54 puntos porcentuales del PIB. Finalmente, Arias y Ardila (2003), mediante un ejercicio de calibración de un modelo de ciclos reales, estiman un impacto positivo en el producto y la inversión de un choque idiosincrático de gasto militar del 1 % sobre la economía colombiana en el corto y mediano plazo.

En general, la literatura que ha abordado la asociación entre conflicto armado y crecimiento económico interpreta sus estimaciones empíricas como efectos causales o impactos, en el sentido de que se asume que la violencia –provenga de donde provenga– afecta negativamente el crecimiento económico. Esto, a nuestro juicio, es inadecuado, debido a que no existe una estrategia de identificación de tales impactos o su dirección suficientemente creíble en esta literatura y que además tenga en cuenta los problemas de simultaneidad y omisión de variables, que permita establecer que tales estimaciones corresponden a la estimación de un efecto causal. Más aún, esta literatura reseñada presenta otras dificultades por la carencia de información y formas funcionales ad hoc.

En primer lugar, todos estos estudios se desarrollaron con información que cubría un período de crecimiento acelerado de la violencia homicida y de intensificación del conflicto armado interno, y no durante su fuerte caída, que coincide con la llegada al poder de Álvaro Uribe Vélez, en 2002, y la consecuente implementación de la PSD (2004-2007) y la “Política de Consolidación” (2007-2010). La gráfica 1 muestra el número de homicidios totales de forma violenta ocasionados por acciones criminales (eje izquierdo) y el número de homicidios de forma violenta en acciones

GRÁFICA 1. Dinámicas de la violencia homicida y el conflicto armado



Fuente: datos de la Policía Nacional de Colombia y CERAC.

propias del conflicto armado (eje derecho). Durante este período, la violencia homicida presenta una dinámica creciente a partir de 1997, con una acelerada caída a partir de 2002 y un estancamiento desde 2005. Como se aprecia, la violencia asociada al conflicto armado interno muestra una dinámica que no siempre sigue la violencia homicida⁶ que se presenta en Colombia. En términos absolutos, la violencia del conflicto –si se la mide mediante las muertes que ocurren en las acciones propias de ese conflicto– ha sido tan solo una fracción de la violencia homicida total que se ha registrado en la sociedad.

De manera usual, las fuentes de información sobre violencia en Colombia no necesariamente cuantifican la dinámica del conflicto ni discriminan por las formas de violencia: en muchos casos se utiliza como variable proxy el homicidio para medir indistintamente el conflicto armado o la violencia criminal, sin discriminar entre ambos o estudiar la compleja relación entre ellos.⁷ A la luz de la gráfica 1, esto parece ser inadecuado, debido a la diferente dinámica que tienen ambos tipos de violencia en el

6 Violencia homicida es violencia que no proviene directamente del conflicto armado.

7 González (2012) presenta un intento de resolver la naturaleza compleja de la relación entre estos dos tipos de violencia mediante la utilización de un análisis de series de tiempo de alta frecuencia. Sus resultados indican que esta relación está lejos de ser trivial.

período estudiado. Es evidente que esta crítica no puede ser superada sin información disponible de ambos tipos de violencia, en una estimación que considere la presencia de ambos fenómenos de manera diferenciada. Uno de los aportes de este artículo consiste en utilizar información diferenciada de violencia ocasionada por el conflicto armado y violencia causada por otras razones, para escapar al reduccionismo metodológico que busca utilizar una identidad entre la violencia atribuible al conflicto armado interno y la violencia en general como base para medir las consecuencias del conflicto armado.

En segundo lugar, casi todos los trabajos en esta literatura no parten de un modelo estructural que ilustre los potenciales canales de transmisión del impacto económico de la violencia homicida y el conflicto sobre el crecimiento económico, lo cual genera formas funcionales econométricas ad hoc cuando se intenta llevar a cabo alguna estimación. Precisamente, este ha sido, a nuestro parecer, el aspecto singularmente más problemático de esta literatura: utilizar aproximaciones empíricas ad hoc para estimar la relación entre crecimiento económico, violencia homicida y violencia del conflicto armado, lo cual no permite apreciar los resultados a la luz de una estructura teórica común. Este artículo intenta superar estas limitaciones que se han identificado en la literatura sobre la relación entre conflicto, crimen y crecimiento económico departamental en Colombia.

Actores del conflicto armado y el crimen organizado

En Restrepo (2009) se propone argumentalmente caracterizar de una manera simple la forma en que el conflicto violento y el crimen organizado afectan a una economía. Allí se señala que el conflicto violento y el crimen organizado son llevados a cabo por organizaciones que utilizan la violencia como un medio para lograr sus objetivos, pero se establece que estos objetivos son bastante diferentes entre los dos tipos de organizaciones. Por un lado, los grupos armados que deciden hacer parte de un conflicto armado interno —digamos, una guerrilla o un grupo paramilitar— persiguen objetivos con métricas de poder: control de la población, ocupación del territorio, dominio o cooptación institucional, o incluso simple influencia, pero siempre buscando sesgar la toma de decisiones colectivas, con el objeto de imponer sus preferencias en una decisión social.

Por otra parte, las organizaciones criminales desean usualmente apropiarse de rentas económicas, para luego distribuir las entre sus miembros siguiendo una estructura jerárquica o de red específica. En este sentido, una guerrilla utiliza la apropiación de rentas económicas como medio

para obtener su objetivo de poder último, el cual se instrumenta a través de la destrucción de capital (que incluye capital humano). Se trata en este caso de debilitar al gobierno que el grupo está combatiendo en una lucha por establecer un dominio político alternativo o lograr objetivos políticos alternativos. En contraste, las organizaciones criminales no tienen como objetivo último la guerra, sino tan solo el de apropiarse de rentas económicas para distribuir las entre sus miembros. Naturalmente, los grupos ilegales involucrados en un conflicto violento pueden degenerar en una organización criminal si sus objetivos de grupo mutan, ya que "la disponibilidad de medios violentos en manos de las partes en conflicto es lo que en muchas ocasiones lleva a una de esas partes a degenerar en crimen organizado" (Restrepo, 2009, 287).

En esta distinción que se ha hecho entre organizaciones criminales e insurgentes es importante enfatizar que la violencia como medio es también utilizada por ambos tipos de organizaciones, pero como se ha argumentado, los objetivos últimos son diferentes. Consecuentemente, a este tipo de explicaciones se puede oponer la argumentación de que esta es una mirada bastante ingenua de los objetivos de las organizaciones insurreccionales (Gutiérrez, 2008). El punto de distinción, sin embargo, no es que los miembros de estas organizaciones no se apropien de recursos para el consumo, sino que mayoritariamente dirigen estos recursos a un objetivo último diferente, aunque ambas requieran inversiones de capital dirigidas a fortalecer un aparato militar. En este sentido, grupos armados (como la guerrilla y los paramilitares) pueden financiar sus actividades de guerra y la construcción de ese acervo de capital necesario (armas, instalaciones, logística y entrenamiento) apropiándose de rentas del narcotráfico, al igual que un cartel de la droga, o de rentas del secuestro y la extorsión, pero su objetivo final es cambiar un orden político institucional regional a través de las armas, y no la apropiación y defensa simples de las rentas obtenidas, como lo haría una organización criminal.

Esta distinción conceptual entre organizaciones criminales y actores del conflicto armado tiene un papel fundamental en el modelo teórico y la consecuente estrategia empírica que utilizamos.

Modelo de crecimiento económico que incluye las consecuencias del conflicto armado y el crimen organizado

Utilizamos aquí un modelo estándar de crecimiento económico denominado el modelo Solow (1956) y Swan (1956), que los economistas imaginan como el modelo más simple disponible, para formalizar las relaciones

teóricas que, consideramos, aparecen en una economía que experimenta conflicto armado violento y crimen organizado. No intentamos modelar las causas de estos fenómenos sociales, sino simplemente tener en cuenta su existencia en un modelo estándar de crecimiento como se presenta en Barro y Sala-i-Martin (2003). A priori, puede haber más de una manera de modelar esto, aunque creemos que el modo en que lo hacemos termina por darnos una forma funcional estructural simple para llevar a los datos, lo cual justifica hasta cierto punto la aproximación adoptada. El modelo de crecimiento Solow-Swan modificado, que incluye las consecuencias del conflicto armado y el crimen organizado se desarrolla matemáticamente en el apéndice, aunque en esta parte damos la intuición de los supuestos del modelo y lo que se modifica del modelo estándar, para incluir las consecuencias del conflicto armado y el crimen organizado.

El modelo de crecimiento estándar Solow-Swan tiene cinco supuestos básicos, los cuales modificamos adecuadamente para incluir las consecuencias del conflicto armado y el crimen organizado. El primer supuesto es que la población crece a una tasa exógena y dada, la cual proviene de la resta entre la tasa de nacimientos y la tasa de mortalidad en la población. Esta tasa de mortalidad de la población la descomponemos en dos partes, una es la tasa de mortalidad por causa del conflicto y el crimen organizado, y la otra parte es la tasa de mortalidad por muertes naturales y accidentes. Suponemos que solo la tasa de mortalidad por causa del conflicto armado y el crimen organizado es decreciente en el gasto en seguridad que realiza un gobierno. Esto es, un mayor gasto en seguridad por parte del gobierno disminuye la mortalidad por causas de la violencia que proviene del conflicto armado y el crimen organizado.

El segundo supuesto del modelo estándar Solow-Swan es que la producción de la economía se puede representar a través de una función de producción agregada en función del capital (físico y humano) y el trabajo efectivo (el cual es la multiplicación del trabajo por el nivel tecnológico) que tiene la economía. Suponemos que la función de producción de la economía tiene la forma Cobb-Douglas, donde una proporción de capital (físico y humano) y trabajo efectivo es destruida cada período por grupos que están involucrados en el conflicto armado, lo cual capta la idea de que el conflicto armado destruye infraestructura, así como vidas de personas, debido a la guerra que libran los grupos insurgentes y el Gobierno. Las proporciones de capital y trabajo efectivo que se pierden por causa del conflicto armado son funciones decrecientes en el nivel de gasto en seguridad que el Gobierno realiza para proteger la población y las instalaciones de la economía, lo que significa que un mayor gasto en

seguridad por parte del Gobierno disminuye la proporción de capital y trabajo que se pierde por ataques unilaterales de grupos ilegales involucrados en el conflicto armado.

El tercer supuesto que tiene el modelo de crecimiento Solow-Swan es que el capital se acumula de acuerdo con lo que se ahorra de manera agregada en la economía, neto de la depreciación del capital que se tiene que reponer en cada período. Este supuesto se mantiene como en el modelo original.

El cuarto supuesto es que el ahorro agregado es una fracción constante del ingreso disponible de la economía, donde el ingreso disponible corresponde al ingreso neto de la proporción que se paga en impuestos y de la que se pierde por apropiaciones del crimen organizado. Este porcentaje del que se apropia el crimen organizado representa lo que la economía pierde por secuestros, extorsiones, hurtos y atracos. Suponemos que esta proporción es una función decreciente del gasto en seguridad, lo que significa que si el Gobierno gasta más en seguridad, disminuye lo que la economía pierde ante el crimen organizado.

El quinto supuesto es que la tecnología crece a una tasa dada exógenamente, la cual mantenemos como en el modelo original de Solow-Swan. Por último, incluimos un sexto supuesto que no está presente en el modelo estándar sin impuestos del modelo Solow-Swan y que corresponde al balance fiscal del Gobierno, es decir, suponemos que el gasto total que hace el Gobierno en seguridad es igual a los impuestos que recauda en la economía. El balance fiscal es que la proporción de gasto relativo al ingreso agregado es exactamente igual a la tasa de impuesto al ingreso que el Gobierno cobra. Esto significa que el Gobierno transfiere lo que recauda en impuestos para atender los gastos en seguridad de la economía.

El modelo propuesto se soluciona de forma similar al modelo estándar Solow-Swan, donde se encuentra una ecuación de acumulación de capital en unidades de eficiencia —es decir, teniendo en cuenta la intensidad del trabajo usado—, la cual, en estado estacionario, genera los niveles de *largo plazo* de capital (físico y humano), producto y consumo, todos en unidades de eficiencia. Lo interesante del modelo en estado estacionario es que el conflicto armado y el crimen organizado reducen tanto el capital (físico y humano) como el producto en unidades de eficiencia. Como cada variable de estas depende negativamente del gasto en seguridad, entonces, un aumento en seguridad, en principio, ahorra marginalmente trabajo e ingreso a la economía capital. Sin embargo, un aumento tributario para financiar este gasto en seguridad también reduce el ingreso disponible de

la economía, lo que implica un efecto ambiguo en el ingreso y consumo de largo plazo, respectivamente. Intuitivamente, si un incremento en el gasto en seguridad no es suficientemente efectivo para disminuir las pérdidas por el conflicto armado y las organizaciones criminales, entonces puede terminar reduciendo los niveles de capital, producto y consumo en unidades de eficiencia en el estado estacionario de largo plazo.

Ecuación estimable empíricamente

El modelo modificado de Solow-Swan que se desarrolla nos permite llegar a una ecuación empírica estimable, la cual se deduce también en el apéndice. Para esto seguimos el razonamiento de Mankiw, Romer y Weil (1992), quienes argumentan que si las relaciones de largo plazo de las variables se cumplen de acuerdo con la ecuación correspondiente al estado estacionario, entonces, durante la transición hacia el estado estacionario, estas relaciones se deben satisfacer aproximadamente. Por tanto, la ecuación del capital por trabajo efectivo (en el apéndice se desarrolla esto en detalle) se linealiza logarítmicamente alrededor del estado estacionario para obtener una ecuación estructural dada en (1) para el período $t=1989, \dots, 2009$ al nivel de departamentos (incluida Bogotá como una entidad adicional departamental) $i=1, \dots, 33$.

$$(1) \ln\left(\frac{PIBpc_{it}}{1-\varphi_{L,t}}\right) = \alpha + \beta_1 \ln(1-\widehat{\rho}_t) + \beta_2 \ln(1-\widehat{\varphi}_{K,t}) + \beta_3 \ln \widehat{s}_t + \beta_4 \ln(1-\widehat{\tau}_t) + \beta_5 \ln(0,05 + \widehat{n}_t - \widehat{C}_{L,t}) + \sum_{t=1990}^{2009} \delta d_t + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

donde $\ln(z)$ denota logaritmo natural de toda variable z , $PIBpc_{it}$ es el PIB del departamento i en el año t , $\widehat{\varphi}_{L,t}$ es la proporción de trabajo, medida como el número de víctimas fatales del conflicto armado relativo a la población del departamento en ese período, que se pierde en el departamento i en el año t por actores del conflicto armado; $\widehat{\rho}_t$ es la proporción del ingreso relativo al PIB del departamento i en el período t que se pierde por secuestros extorsivos tanto del crimen organizado como de grupos insurgentes; $\widehat{\varphi}_{K,t}$ es la proporción del ingreso relativo al PIB del departamento i en el período t que se pierde por ataques unilaterales de la guerrilla⁸; \widehat{s}_t es la medida de la proporción de ahorro del departamento i en

8 Como se aprecia aquí, la proxi de secuestro involucra tanto organizaciones criminales como grupos insurgentes, debido a que ambos tipos de organizaciones se apropiaron de rentas económicas de la sociedad a través de esta estrategia. Sin embargo, la proxi de ataques de la guerrilla involucra tan solo actividades de grupos insurgentes, debido a que, como se discutió anteriormente, este tipo de grupos intentan destruir capital de la

el año t y que se aproxima a través del valor en la formación de capital del gobierno del departamento i relativo a su PIB en el año t ; $\widehat{\tau}_{it}$ es la proporción del gasto del Gobierno en seguridad y que se aproxima a través del gasto total del Gobierno relativo al PIB del departamento i en el año t ; $\widehat{n}_{it} - \widehat{c}_{Lit}$ es la tasa neta de crecimiento de la población, donde \widehat{n}_{it} es la tasa de nacimientos menos la tasa de mortalidad, debido a causas diferentes al conflicto armado y el crimen organizado, mientras que \widehat{c}_{Lit} es la tasa de mortalidad, debido al conflicto armado (medida como las víctimas del conflicto armado reportadas, relativo a la población en el departamento i en el año t) y al crimen organizado (medida como las víctimas fatales, debido a acciones del crimen organizado, relativo a la población en el departamento i en el año t).

Finalmente, hacemos dos supuestos paramétricos: como en Mankiw, Romer y Weil (1992), suponemos que la tasa de depreciación y el crecimiento tecnológico son constantes y suman el valor y que el logaritmo del nivel tecnológico en 1989 se descompone en la suma de dos términos $\alpha + \varepsilon_{i0}$, donde α es una constante y ε_{i0} es un choque idiosincrático para el departamento i en el año 1989. El término $\sum_{t=1990}^{2009} \delta d_t$ corresponde a la suma de variables dummy que controlan por efectos de tiempo, mientras que el término de error $\eta_i + \varepsilon_{i0}$ en la ecuación (1) corresponde a un efecto fijo departamental η_i y al choque idiosincrático ε_{i0} . En el apéndice se detallan la forma en que la ecuación (1) se obtiene y la discusión sobre las variables proxy que se utilizan para estimar esta ecuación.

La ecuación estructural (1) tiene la variable dependiente y las variables independientes al nivel logarítmico, lo que significa que los parámetros β_i para $i=1, \dots, 5$ se interpretan como elasticidades. La predicción fundamental del modelo Solow-Swan modificado es que en la ecuación (1) se debería tener $\beta_1 = \dots = \beta_4 = -\beta_5 > 0$, la cual probamos empíricamente más adelante.

Datos

Los datos departamentales para este artículo provienen de diferentes fuentes. Han sido recopilados en fuentes primarias por los autores, de acuerdo con la tabla 1, donde se reporta además el período compilado. El PIB real nacional se calculó utilizando la información del DANE de años base 2005, 2000, 1994 y 1975, empalmado, conservando la base más reciente. El PIB real departamental se calculó como el producto de la participación

sociedad para debilitar al gobierno que están combatiendo, en una lucha por establecer un dominio político.

TABLA 1. Fuentes y período de variables

Variable	Fuente	Período
PIB departamental (base 2005)	Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE)	1960-2009
Población departamental	Censo 1985 DANE reportado en DNP y Censo 2005 DANE	1960-2010
Secuestros departamentales	Departamento de Policía Nacional	1988-2009
Homicidios departamentales	Departamento de Policía Nacional	1988-2009
Homicidios del conflicto armado	Centro de Recursos para el Análisis de Conflictos (CERAC)	1988-2009
Ataques departamentales de la guerrilla	Centro de Recursos para el Análisis de Conflictos (CERAC)	1988-2009
Formación Capital Fijo Gobierno (base 2005)	Departamento Nacional de Planeación (DNP)	1984-2009
Gasto Gobierno en el nivel departamental (base 2005)	Departamento Nacional de Planeación (DNP)	1984-2009

Fuente: cálculos de los autores.

anual de cada departamento por la serie del PIB real nacional. Los datos de población provienen de los censos de población del DANE de 1973 (fuente DNP), 1985 (fuente DNP) y 2005 (fuente DANE), donde se construyó la base de datos de población al tomar toda la base de datos del censo de 2005 (es decir, desde 1985 hasta 2009), y se usaron los censos de 1973 y 1985 para completar los datos faltantes desde 1960 hasta 1984. La población faltante de los departamentos de Guainía y Guaviare se calculó utilizando la tasa de crecimiento promedio de cada departamento, que se calcula como la pendiente del logaritmo de la población con respecto al tiempo.

Se conforma un panel de datos al nivel departamental para el período 1988 a 2009, donde un panel de datos es lo que los econométricos llaman datos longitudinales, y que especifica un valor para cada período para una unidad de observación; en este caso, la unidad de observación es el departamento. La base de datos se construyó originalmente para el período 1960 a 2009, aunque al final no se obtuvo información disponible de variables clave, tales como el número de ataques unilaterales de la guerrilla y las víctimas del conflicto armado antes de 1988. Esto limitó el

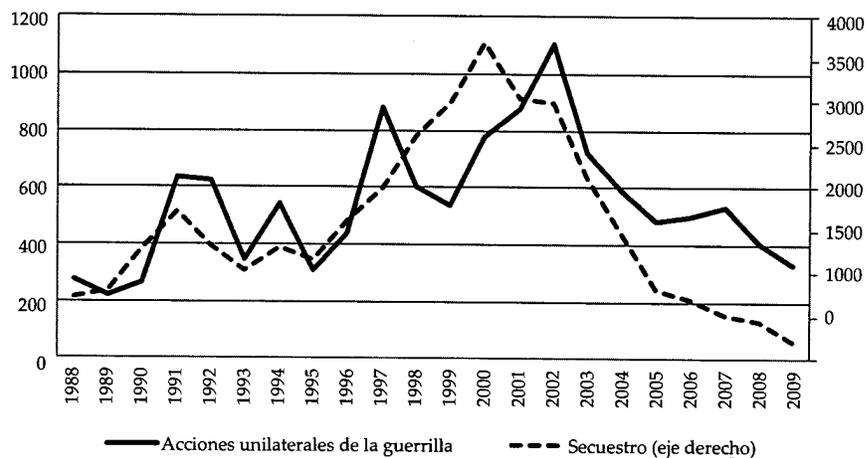
período de análisis a menos de la mitad de lo que originalmente se tenía planeado, y el análisis se realiza para el período 1988-2009.

La gráfica 2 muestra el agregado en el nivel nacional del total de secuestros y ataques unilaterales de grupos guerrilleros entre 1988 y 2009, los cuales son datos que se utilizan en el nivel departamental de forma desagregada para estimar la relación del conflicto armado y el crimen organizado con el ingreso departamental en la ecuación estructural (1). Como se puede apreciar en la gráfica 2 la dinámica de estas dos series de tiempo es similar en el período analizado, aunque los niveles son bastante diferentes, lo cual es consistente con que la dinámica de los secuestros está relacionada con las acciones de los grupos guerrilleros.

La tabla 2 reporta las estadísticas descriptivas de las variables en niveles que se utilizan en el ejercicio empírico para el período 1988-2009. Al revisar los promedios y desviaciones estándar se nota que estas últimas para todas las variables son más grandes que los respectivos promedios, lo que implica una enorme variación en estas para el período de estudio.

Como se puede apreciar en la tabla 3, el panel de datos está desbalanceado debido a que el total de observaciones de cada variable es el número de observaciones departamentales n y el número de períodos disponibles T , donde $N=nT$. La tabla muestra que N no coincide para todas las varia-

GRÁFICA 2. Dinámica del secuestro y ataques unilaterales de la guerrilla



Fuente: cálculos de los autores.

TABLA 2. Estadísticas descriptivas de variables en niveles

Departamento	PB millones de pesos, precios constantes 2005)	Población	Número de homicidios criminales	Número de víctimas del conflicto	Número de secuestros	Número de ataques de unilaterales	Número de ataques unilaterales de la guerrilla	Formación de capital/ PIB (prop.)	Gastos/PIB (prop.)
Antioquia	42783,80	5.200.000	6.097	636	299	327	143	0,05	0,28
Atlántico	12667,50	2.000.000	583	14	16	26	3	0,04	0,20
Bogotá D.C.	73425,80	6.100.000	2.357	24	75	51	11	0,17	0,54
Bolívar	10991,30	1.700.000	390	139	56	95	37	0,02	0,21
Boyacá	7886,76	1.200.000	349	43	28	23	9	0,06	0,40
Caldas	5734,06	953.006	816	52	25	37	13	0,05	0,37
Caquetá	1640,58	390.766	386	87	33	48	22	0,06	0,53
Cauca	4153,69	1.200.000	521	133	56	93	50	0,03	0,47
Cesar	4891,60	830.566	529	112	130	84	40	0,07	0,35
Córdoba	5830,34	1.300.000	363	79	22	35	6	0,06	0,38
Cundinamarca	14942,80	2.000.000	738	68	71	37	18	0,12	0,52
Chocó	1135,95	429.805	124	63	26	26	12	0,03	0,65
Huila	5214,53	922.447	423	67	39	52	26	0,13	0,52
La Guajira	3395,55	554.974	277	38	35	23	9	0,21	0,50
Magdalena	4397,17	1.100.000	600	79	61	45	16	0,04	0,34
Meta	6218,02	688.084	537	167	71	64	24	0,15	0,41
Nariño	4714,59	1.400.000	495	71	40	62	23	0,03	0,44
Norte de Santander	5179,80	1.200.000	928	154	74	97	51	0,04	0,37
Quindío	2819,41	509.173	353	10	6	9	2	0,05	0,37
Risaralda	5018,99	850.570	856	31	24	24	8	0,06	0,32
Santander	17785,40	1.900.000	788	155	103	150	52	0,05	0,19
Sucre	2320,52	721.252	191	57	42	52	19	0,08	0,58
Tolima	7495,58	1.300.000	576	85	62	55	28	0,07	0,39
Valle del Cauca	32987,10	3.900.000	3.506	119	114	101	31	0,03	0,22
Arauca	3055,22	199.023	238	88	25	68	33	0,37	0,68
Casanare	5870,44	256.265	193	49	39	20	8	0,34	0,56
Putumayo	1025,52	283.950	249	98	17	33	15	0,20	0,76
San Andrés y Providencia	656,59	65.202	10	0	0	1	0	0,16	0,92
Amazonas	226,73	59.475	10	2	0	2	1	0,32	1,68
Guainía	99,83	29.873	6	7	1	3	1	0,67	2,76
Guaviare	668,47	86.195	102	29	9	10	5	0,29	1,37
Vaupés	115,09	34.815	6	18	3	2	2	0,80	2,42
Vichada	260,05	46.043	15	22	2	8	2	0,40	1,54
Promedio	8.958	1.194.287	715	85	49	53	22	0	1
Desviación estándar	14.730	1.403.539	1.183	110	56	60	26	0	1
Máximo	73.426	6.100.000	6.097	636	299	327	143	1	3
Mínimo	99,83	29.873	5,57	0	0	1	0	0,02	0,19

Fuente: cálculos de los autores.

TABLA 3. Estadísticas de variables logarítmicas utilizadas en las estimaciones

Variable	Variación	Desv.				Observaciones
		Promedia	Estándar	Mínimo	Máximo	
$\ln\left(\frac{PIBpc_{it}}{1-\varphi_{Lit}}\right)$	Total	-5,1633	0,5111	-6,2062	-3,1107	N=666
	entre departamentos		0,4762	-5,9458	-3,9551	n=33
	Entre periodos		0,2136	-6,0659	-4,1407	T=20,18
$\ln(1-\hat{\rho}_{it})$	Total	-0,0468	0,0989	-2,0734	0	N=725
	entre departamentos		0,0396	-0,1572	-0,0007	n=33
	Entre periodos		0,0908	-1,9855	0,1059	T=21,97
$\ln(1-\hat{\varphi}_{Kit})$	Total	-0,4244	0,6264	-5,5654	0	N=575
	entre departamentos		0,3657	-1,3914	0	n=33
	Entre periodos		0,5361	-4,5985	0,9669	T=17,42
$\ln(1-\hat{\tau}_{it})$	Total	-0,6194	0,6633	-5,7996	-0,0222	N=629
	entre departamentos		0,3354	-1,4611	-0,1967	n=33
	Entre periodos		0,5795	-4,9578	0,8090	T=19,06
$\ln s_{it}$	Total	-2,7094	1,4892	-7,8514	1,2123	N=624
	entre departamentos		0,9864	-4,3909	-0,8400	n=33
	Entre periodos		1,1247	-6,9904	0,0573	T=18,90
$\ln[0,05 + \hat{n}_{it} - \hat{C}_{Lit}]$	Total	0,1033	0,9611	-4,1122	3,8487	N=591
	entre departamentos		0,2421	-0,1536	1,3732	n=31
	Entre periodos		0,9551	-4,1101	4,1056	T=19,06

Fuente: cálculos de los autores.

bles, ya que el valor más grande es 725, y el más pequeño, 575. También se aprecian el valor promedio, la desviación estándar y el mínimo y máximo de cada variable logarítmica. En particular, se reporta en la tabla 3 la descomposición en la variación de cada variable entre departamentos y a través del tiempo. Como se puede apreciar, la desviación estándar de las variables logarítmicas es en general mayor entre periodos que entre departamentos, lo cual es conveniente para estimar el modelo con datos panel a través de una estimación de efectos fijos que utiliza precisamente la variación entre periodos, ya que elimina lo que es constante en el tiempo a través de departamentos.

Aunque existen formas de balancear una base de datos tipo panel, al menos en la dimensión temporal, nos abstenemos de hacer esto para no generar cuestionamientos sobre los resultados obtenidos. Al final se utilizan

Vaupés	115,09	34,815	22	2	8	7	1
Vichada	260,05	46,043	22	49	53	22	0
Promedio	8,958	1,194,287	85	56	60	26	0
Desviación estándar	14,730	1,403,539	110	299	327	143	1
Máximo	73,426	6,100,000	636	0	1	0	0,02
Mínimo	99,83	29,873	0	0	1	0	0,19

Fuente: cálculos de los autores.

solo 427 observaciones que provienen de 29 departamentos y 14,74 períodos del panel, debido a que algunos departamentos como Amazonas, Guainía, Guaviare, Vaupés y Vichada tienen en promedio, para el período de estudio, una proporción del gasto gubernamental relativo al PIB mayor que uno, lo que genera que estos departamentos no se puedan utilizar en los ejercicios empíricos, debido a que la medida utilizada para $(1 - \widehat{\tau}_i)$ no está definida en estos casos. Esto nos limita a utilizar 29 departamentos (incluido Bogotá como un departamento aparte de Cundinamarca) en las estimaciones empíricas que se reportan en la siguiente sección.

Método de estimación de la ecuación estructural

De suma importancia es precisar que las estimaciones de los parámetros estructurales de la ecuación (1) pueden no representar efectos marginales causales, aunque en principio se quisiera que fuera así. Esto podría deberse a la falta de exogeneidad (débil o estricta dependiendo del tipo de estimador) de los regresores, por una o más razones. Una de estas razones podría ser causalidad inversa de la variable dependiente sobre los regresores. Por ejemplo, el modelo supone que las decisiones de fertilidad afectan pero no están afectadas por el PIB del departamento, lo cual parece un supuesto fuerte y posiblemente podría no satisfacerse en la realidad. Otro ejemplo es que el modelo supone que los ataques unilaterales de grupos al margen de la ley afectan (pero no se encuentran afectados por) el PIB departamental, lo que de nuevo puede no satisfacerse en la realidad. Estas posibilidades significan que eventualmente el modelo puede estar mal especificado empíricamente respecto a un verdadero proceso generador de datos que no podemos observar, lo que se manifiesta en la omisión de valores rezagados o adelantados de la variable dependiente en la ecuación estimable.

La falta de exogeneidad también puede deberse a la omisión de alguna variable que esté correlacionada con los regresores y que determine la variable dependiente. Este tipo de problemas podrían presentarse si el modelo estructural Solow-Swan desarrollado es inadecuado para representar la realidad del caso colombiano en cuanto a la relación de crecimiento, conflicto armado y crimen organizado. Es posible pensar que existen otros modelos estructurales que tengan en cuenta otros mecanismos de transmisión que nuestro modelo ha ignorado y que sean compatibles con el verdadero proceso generador de datos no observado, lo cual

puede generar formas empíricas estimables diferentes a la que obtenemos en la ecuación (1).⁹

Con la base de datos panel (desbalanceado) conformada se puede estimar la ecuación estructural (1) de diversas formas. Entre las más usuales en microeconometría están mínimos cuadrados ordinarios agrupados (MCOA), efectos fijos y efectos aleatorios. En microeconometría se prefiere usualmente la estimación del estimador de efectos fijos porque se requieren supuestos menos restrictivos de identificación¹⁰ de los parámetros por estimar, aunque se deben realizar ciertas pruebas estadísticas auxiliares que permitan corroborar que sea preferible el estimador de

9 Estas limitaciones simplemente denotan la existencia de una falta de identificación de un efecto causal marginal, como se entiende esto usualmente en la literatura microeconómica de evaluación de impacto basada en el modelo contrafactual de Rubin (1974). En este sentido, el modelo estructural desarrollado arriba es una posibilidad (aunque no la única) que permite racionalizar de forma simple la compleja relación entre crecimiento, conflicto armado y crimen organizado. Por ello, si no verificamos exogeneidad estricta de los regresores, los estimativos que obtenemos no deberían interpretarse causalmente, sino tan solo como predicciones. A pesar de esto, el modelo estructural desarrollado implica ciertas restricciones que luego debemos verificar empíricamente con algunas pruebas estadísticas auxiliares, y aun si se satisfacen, no implica que los estimativos sean creíblemente interpretados como efectos causales. El ejercicio empírico que desarrollamos se debe entender entonces como un ejercicio que pretende verificar si el modelo estructural desarrollado es compatible con los datos que observamos de la realidad colombiana, aunque esto dista de creer que es la única forma de racionalizar lo que observamos, lo cual es el problema fundamental de identificación en microeconometría de efectos causales.

10 El estimador de efectos fijos no supone que el término η_i en (1) es independiente de los regresores, como lo hace el estimador de efectos aleatorios. Por otra parte, el estimador de efectos fijos no supone que el término η_i sea el mismo a través de departamentos, lo cual es un supuesto del estimador de MCOA. A pesar de estas aparentes ventajas del estimador de efectos fijos, se debe notar que si el verdadero proceso generador de datos implica que η_i es independiente de los regresores, entonces el estimador de efectos fijos es ineficiente asintóticamente, aunque consistente respecto al estimador de efectos aleatorios. Esto es más problemático en muestras de tamaño pequeño. Por otra parte, si en el verdadero proceso generador de datos el término η_i es el mismo a través de departamentos, entonces el estimador de efectos fijos es inconsistente, mientras que el estimador de MCOA sería consistente. Más aún, para que el estimador de MCOA sea consistente se requiere tan solo exogeneidad contemporánea de los regresores de interés, mientras que la consistencia de los estimadores de efectos fijos y aleatorios requiere exogeneidad estricta, una condición más fuerte. Por tanto, aunque el estimador de efectos fijos es usualmente preferido en microeconometría, no significa que sea el método estadístico adecuado, y por ello se deben realizar algunas pruebas estadísticas auxiliares que soporten la elección del estimador de efectos fijos en relación con los otros métodos de estimación.

efectos fijos, en comparación con los otros métodos de estimación de la ecuación (1).

Resultados

La tabla 4 reporta diferentes estimativos correspondientes a los diversos métodos de estimación con datos panel de la ecuación empírica estimable (1):¹¹ estimativos que provienen de MCOA con y sin dummies de tiempo (especificaciones 1 y 2), estimativos que provienen de estimadores bajo efectos fijos (EF) con y sin dummies de tiempo (especificaciones 3 y 4), y finalmente, estimativos que provienen de estimadores con efectos aleatorios¹² (EA) con dummies de tiempo (especificación 5). Más aún, la tabla 4 reporta errores estándar tipo cluster en el nivel departamental que son menos restrictivos que errores estándar homocedásticos o robustos a heterocedasticidad, porque permiten que exista correlación entre observaciones en diferentes períodos al nivel de departamentos.¹³

Al examinar la tabla 4, se debe señalar que los signos de los coeficientes coinciden (en general), a través de las diferentes especificaciones y métodos de estimación, con los signos que predice el modelo estructural (1), a los cuales nos referimos antes, lo cual permite concluir que el modelo estructural es consistente con los datos, en cuanto a los signos de las predicciones empíricas. Haciendo ciertas pruebas estadísticas, se encuentra que es preferible el estimador de EA en comparación con los de MCOA.¹⁴

11 Debe notarse que el modelo estructural desarrollado es un modelo estático, en el sentido de tener regresores contemporáneos sin rezagos de las variables independientes.

12 Es un procedimiento de mínimos cuadrados generalizados bajo el supuesto de que la heterogeneidad departamental constante en el tiempo es independiente de los regresores.

13 Realizamos pruebas de heterocedasticidad a los diferentes modelos estimados de la tabla 4 utilizando el estadístico de White, el cual da en general valores p pequeños, lo que permite rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad en los residuales al 5 % de significancia estadística en estos modelos. Más aún, se hicieron pruebas de autocorrelación y se encontró la presencia de correlación serial al 5 %. Estos hallazgos estadísticos justifican que en la inferencia estadística se utilicen errores estándar robustos a la presencia de correlación serial y de heterocedasticidad, que son los errores estándar que se reportan bajo cluster departamental.

14 La primera especificación de la tabla 4 reporta los estimativos de MCOA, que supone que el término η_i es igual a través de departamentos sin dummies de tiempo, mientras que la segunda especificación reporta los estimativos MCOA con dummies de tiempo, aunque sin dummies de departamento. Haciendo una prueba estadística F , bajo el supuesto de homocedasticidad, para examinar la nula de que los coeficientes asociados

Sin embargo, la tabla 4 reporta en la última columna los estadísticos t de las pruebas de Hausman¹⁵ entre la estimación por EF, de acuerdo con la especificación cuatro, y la estimación por EA, de acuerdo con la especificación cinco, para cada uno de los regresores de interés. Encontramos que se rechaza la hipótesis nula de que los estimadores de EF y EA son iguales en las dos especificaciones para tres de los cinco regresores al 5 % de significancia estadística, como se aprecia en la tabla 4. Además, se realizó una prueba de Hausman para todo el modelo de la especificación cuatro *versus* la especificación cinco, y rechazamos, al 5 % de significancia estadística, la hipótesis nula que establece que todos los estimadores son iguales. Como es usual en la literatura microeconómica, esto permite considerar que el estimador de EF es preferido al estimador de EA.¹⁶ Todo lo encontrado, constituye evidencia en favor de la estimación por EF, de

a estas dummies de tiempo son iguales a cero, da $F=1,78$, lo cual no permite rechazar esta hipótesis nula ni a un nivel de significancia del 10 %. Sin embargo, esta estimación podría generar estimadores inconsistentes si el término η_i no es igual a través de departamentos, lo cual motiva la estimación por efectos fijos y efectos aleatorios. La tercera especificación reportada en la tabla 4 es precisamente la estimación del modelo por EF, sin incluir dummies de tiempo que luego se incluyen en la cuarta especificación. Haciendo una prueba estadística F para examinar la hipótesis nula que los coeficientes asociados a estas dummies de tiempo son iguales a cero, da $F=7,25$, que permite rechazar al 5 % de significancia estadística esta hipótesis nula. La quinta especificación de la tabla 4 corresponde a la estimación del modelo por efectos aleatorios, que supone que los regresores son independientes del término η_i en cada período. Se hizo la prueba estadística del multiplicador de Lagrange propuesta por Breusch-Pagan (LMBP) para verificar la hipótesis nula de que la varianza del término η_i es cero, que en caso de rechazarse implica que MCOA no sería adecuado, sino más bien una estimación por EA. El estadístico LMBP da 1068, con un valor p menor que 0,001, lo que significa que se puede rechazar la hipótesis nula, por lo que se concluye que es preferible la estimación por EA comparada con una estimación MCOA.

15 Una prueba Hausman sirve para verificar la nula de que los estimadores bajo EF sean iguales a los estimadores bajo EA. Usualmente, en microeconomía, cuando esta nula se rechaza, se prefiere el estimador bajo EF.

16 En macropaneles (*i.e.*, largo período de veinte a treinta años y un corto corte transversal), como en nuestro caso, la dependencia temporal en los residuales genera un serio problema de inferencia estadística, aunque este no es necesariamente tan serio en micropaneles (pocos años y un corte transversal grande). Esta dependencia serial aparece en el modelo de efectos fijos, debido a que, precisamente, el efecto fijo genera correlación serial en los errores. Para determinar si tenemos dependencia serial contemporánea en los residuales utilizamos el estadístico Breusch-Pagan Lagrange Multiplier (BPLM), donde la hipótesis nula es que no existe correlación en los residuales a través de los departamentos en Colombia en el período estudiado con la estimación por EF. El estadístico BPLM nos da 812, con un valor p menor que 0,001, lo que permite rechazar la nula, y, por tanto, se concluye que existe dependencia serial a través de los departamentos. Encontrar correlación serial en los residuales implica, según Wooldridge (2010, 194), que el modelo estimable no es dinámicamente completo, lo que justifica los errores estándar cluster departamentales.

TABLA 4. Regresiones

Variable dependiente	$\ln\left(\frac{PIBpc_{it}}{1-\varphi_{Lit}}\right)$					Hausman
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	Prueba EF vs. EA
Variable independiente	MCOA	MCOA	EF	EF	EA	Estadístico t (4) vs. (5)
$\ln(1-\widehat{\rho}_{it})$	1,275** [0,764]	2,326*** [0,696]	0,445*** [0,208]	0,366*** [0,189]	0,480*** [0,189]	-4,521+++
$\ln(1-\widehat{\varphi}_{Kit})$	0,077 [0,072]	0,041 [0,068]	0,047*** [0,024]	0,044*** [0,020]	0,043*** [0,021]	0,214
$\ln(1-\widehat{\tau}_{it})$	0,125** [0,060]	0,167*** [0,074]	-0,004 [0,018]	0,070*** [0,040]	0,072*** [0,040]	-0,507
\widehat{lns}_{it}	0,175*** [0,040]	0,204*** [0,050]	0,048*** [0,007]	0,018*** [0,007]	0,028*** [0,009]	-8,207+++
$\ln[0,05 + \widehat{n}_{it} - \widehat{C}_{Lit}]$	-0,002 [0,023]	0,021 [0,022]	-0,001 [0,006]	-0,006 [0,007]	-0,005 [0,007]	-4,511+++
Constante	-4,343*** [0,175]	-3,736*** [0,172]	-4,861*** [0,029]	-5,039*** [0,043]	-4,988*** [0,127]	
Dummies de tiempo (1990-2009)	No	Sí	No	Sí	Sí	
Efectos fijos departamentales	No	No	Sí	Sí	Sí	
Observaciones	428	428	428	428	428	
R-2 con variaciones temporales	—	—	0,213	0,435	0,431	
R-2 con variaciones entre deptos	—	—	0,596	0,092	0,188	
R-2 total	0,287	0,340	0,2664	0,103	0,142	
Desv. Est. h _i	—	—	0,456	0,480	0,201	
Desv. Est. ε _{it}	—	—	0,135	0,117	0,117	
Número de departamentos	29	29	29	29	29	

+ Errores estándar cluster a nivel departamental en corchetes.

Significancia estadística a una cola: ***p<0,01 **p<0,05 *p<0,1

Significancia estadística a dos colas: +++p<0,01 ++p<0,05 +p<0,1

MCOA: estimación por mínimos cuadrados ordinarios agrupados;

EF: estimación por efectos fijos;

EA: estimación por efectos aleatorios (mínimos cuadrados generalizados) bajo heterogeneidad departamental independiente de regresores.

Fuente: cálculos de los autores.

acuerdo con la cuarta especificación, y por ende, esta es nuestra especificación preferida.

En cuanto a la significancia práctica, el modelo predice que el logaritmo del PIB departamental está asociado a una reducción del -0,36 % con respecto a un aumento del 1 % en la proporción de apropiación del ingreso departamental por parte del crimen organizado y otros grupos armados; más aún, encontramos que se predice una reducción del -0,04 % con respecto a un aumento de un 1 % en la proporción de ingreso departamental perdido por ataques unilaterales de la guerrilla a la infraestructura departamental.

Estimación por efectos fijos restringidos

La tabla 5 reporta hipótesis nulas de interés que se verifican por medio del estadístico Wald robusto (*i.e.*, robusto ante la presencia de correlación serial y heterocedasticidad) bajo la estimación por efectos fijos que, como se concluyó arriba, es el método preferido de estimación. La primera hipótesis que se prueba es si los coeficientes de los regresores de interés son conjuntamente cero. Como se observa en la tabla 5, el estadístico Wald robusto genera un valor p de 0,001, lo que significa que al 1 % de signifi-

TABLA 5. Verificación de hipótesis

Ho	q=grados de libertad	Estadístico Wald Robusto*	Valor p
$\beta_1 = \dots = \beta_5 = 0$	5	46,05	0,001
$\beta_1 = \beta_2$	1	2,55	0,11
$\beta_1 = \beta_3$	1	2,44	0,12
$\beta_1 = \beta_4$	1	3,10	0,08
$\beta_1 = \beta_5$	1	3,31	0,07
$\beta_2 = \beta_3$	1	0,74	0,39
$\beta_2 = \beta_4$	1	2,90	0,09
$\beta_2 = -\beta_5$	1	4,48	0,03
$\beta_3 = \beta_4$	1	4,67	0,03
$\beta_3 = -\beta_5$	1	5,05	0,02
$\beta_4 = -\beta_5$	1	0,87	0,35
$\beta_1 = \dots = \beta_4 = -\beta_5$	10	13,33	0,20

* Estadístico Wald Robusto se distribuye asintóticamente como chi-cuadrado con q grados de libertad.

Fuente: cálculos de los autores.