

Crecimiento económico, conflicto armado y crimen organizado, evidencia para Colombia¹

Edgar Villa², Jorge A. Restrepo³ y Manuel Moscoso⁴

Universidad de La Sabana, Pontificia Universidad Javeriana y CERAC

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 de que tanto la violencia delincuencial 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 el 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.

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. Contacto: edgar.villa@unisabana.edu.co.

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

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

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– aumentaría 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

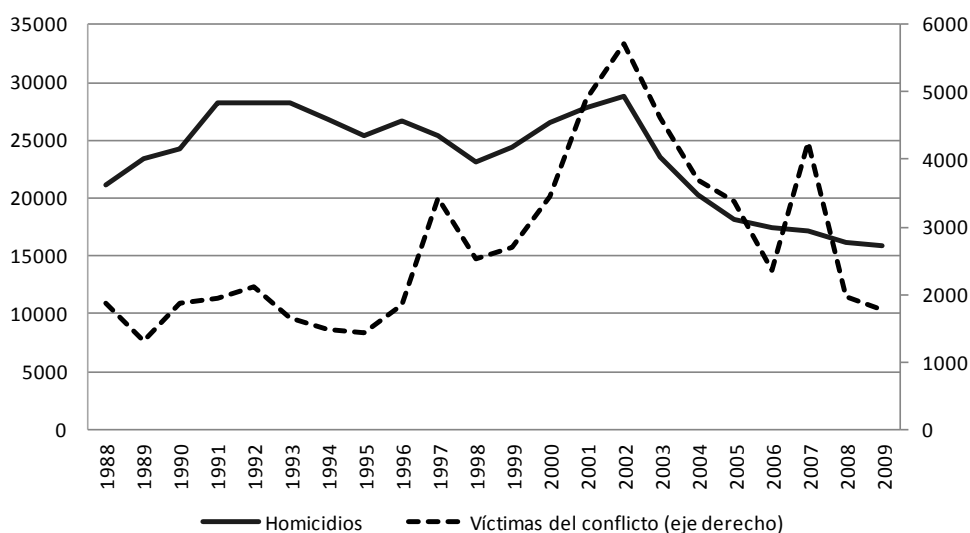
(2007).⁵ La aproximación pionera en la literatura colombiana es la de Rubio (1995), quien asocia de forma argumental la reducción del crecimiento económico que se presentó durante la década de los ochenta en Colombia con un deterioro del ambiente institucional ocasionado por el repunte del narcotráfico 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 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 10 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 plazos.

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.

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).

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 Política de Seguridad Democrática (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 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 sólo una fracción de la violencia homicida total que se ha registrado en la sociedad.

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



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

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 y/o

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

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 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, éste 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.

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.

Por otra parte, las organizaciones criminales desean usualmente apropiarse de rentas económicas, para luego distribuirlas 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 sólo el de apropiarse de rentas económicas para distribuirlas 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 ésta 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 sólo 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 proporción que se pierde por apropiaciones del crimen organizado. Esta proporción de la 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 éstas depende negativamente del gasto en seguridad, entonces, un aumento en seguridad, en principio, ahorra marginalmente a la economía capital, trabajo e ingreso. 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 $t=1989,...,2009$ al nivel de departamentos (incluida Bogotá como una entidad adicional departamental) $i=1,...,33$.

donde $\ln(z)$ denota logaritmo natural de toda variable z , y_{it} es el producto interno bruto del departamento i en el año t , l_{it} 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; g_{it} 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; h_{it} es la proporción del ingreso relativo al PIB del departamento i en el período t que se pierde por ataques unilaterales de la guerrilla⁸; s_{it} es la medida de la proporción de ahorro del departamento i en 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 ; $g_{gov,t}$ 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 ; n_t es la tasa neta de crecimiento de la población, donde $n_t = m_t - d_t$ es la tasa de nacimientos menos la tasa de mortalidad, debido a causas diferentes al conflicto armado y el crimen organizado, mientras que d_t 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

⁸ Como se aprecia aquí, la proxy de secuestro involucra tanto organizaciones criminales como grupos insurgentes, debido a que ambos tipos de organizaciones se apropian de rentas económicas de la sociedad a través de esta estrategia. Sin embargo, la proxy de ataques de la guerrilla involucra tan sólo actividades de grupos insurgentes, debido a que, como se discutió arriba, este tipo de grupos intentan destruir capital de la sociedad para debilitar al gobierno que están combatiendo, en una lucha por establecer un dominio político.

(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 $\delta + g$ y que el logaritmo del nivel tecnológico en 1989 se descompone en la suma de dos términos $\ln A_{it} = \alpha + \eta_{it}$, donde α es una constante y η_{it} es un choque idiosincrático para el departamento i en el año 1989. El término α corresponde a la suma de variables dummy que controlan por efectos de tiempo, mientras que el término de error η_{it} en la ecuación (1) corresponde a un efecto fijo departamental α_i y al choque idiosincrático η_{it} . 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 $i=1,...,5$ se interpretan como elasticidades. La predicción fundamental del modelo Solow-Swan modificado es que en la ecuación (1) se debería tener $\beta_i = 1$, 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 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.

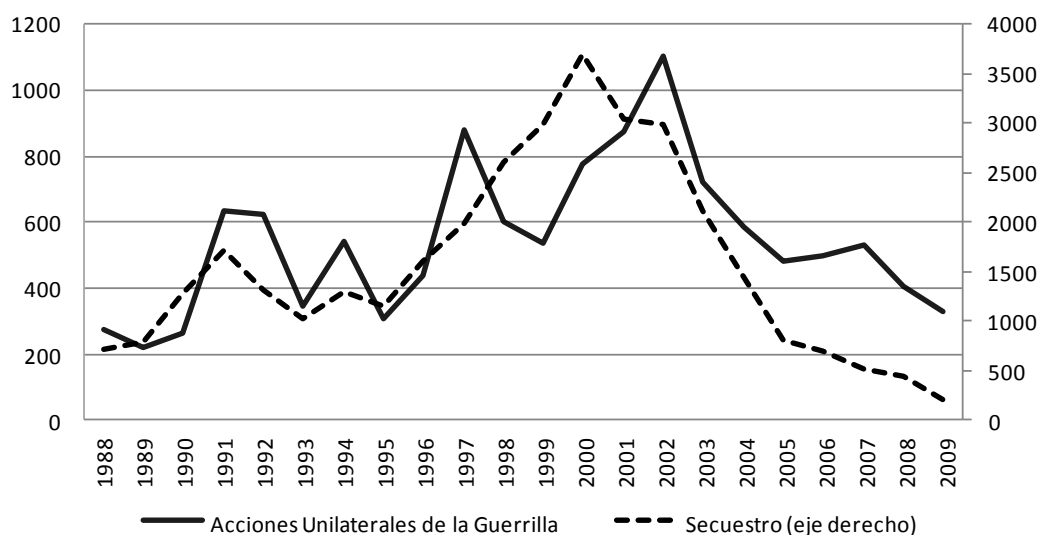
Se conforma un panel de datos al nivel departamental para el período 1988 a 2009, donde un panel de datos es lo que los econométricos llaman datos longitudinales, y que especifica un valor para cada período para una unidad de observación; en este caso, la unidad de observación es el departamento. La 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.

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

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



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.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas de variables en niveles

Departamento	PIB (millones de pesos, precios constantes 2005)	Población	Número de Homicidios Criminales	Número de Víctimas del Conflicto	Número de Secuestros	Número de ataques unilaterales	Número de ataques unilaterales de la guerrilla	Formación de Capital/PIB (prop.)	Gasto/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
<i>Promedio</i>	8.958	1.194.287	715	85	49	53	22	0	1
<i>Desviación estandar</i>	14.730	1.403.539	1.183	110	56	60	26	0	1
<i>Máximo</i>	73.426	6.100.000	6.097	636	299	327	143	1	3
<i>Mínimo</i>	99,83	29.873	5,57	0	0	1	0	0,02	0,19

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 las desviaciones estándar para todas las variables son más grandes que los respectivos promedios, lo que implica una enorme variación en estas variables 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 variables, 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 períodos 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 períodos, ya que elimina lo que es constante en el tiempo a través de departamentos.

Tabla 3. Estadísticas de variables logarítmicas utilizadas en las estimaciones

Variable	Variación	Promedia	Desv. Estándar	Mínimo	Máximo	Observaciones
$\ln\left(\frac{PIBpc_{it}}{1 - \widehat{\Phi}_{Lit}}\right)$	Total	-5,1633	0,5111	-6,2062	-3,1107	N=666
	Entre Departamentos		0,4762	-5,9458	-3,9551	n=33
	Entre Períodos		0,2136	-6,0659	-4,1407	T = 20,18
$\ln(1 - \widehat{\rho}_{it})$	Total	-0,0468	0,0989	-2,0734	0	N=725
	Entre Departamentos		0,0396	-0,1572	-0,0007	n=33
	Entre Períodos		0,0908	-1,9855	0,1059	T = 21,97
$\ln(1 - \widehat{\Phi}_{Kit})$	Total	-0,4244	0,6264	-5,5654	0	N=575
	Entre Departamentos		0,3657	-1,3914	0	n=33
	Entre Períodos		0,5361	-4,5985	0,9669	T=17,42
$\ln(1 - \widehat{\tau}_{it})$	Total	-0,6194	0,6633	-5,7996	-0,0222	N=629
	Entre Departamentos		0,3354	-1,4611	-0,1967	n=33
	Entre Períodos		0,5795	-4,9578	0,8090	T =19,06
$\ln \widehat{s}_{it}$	Total	-2,7094	1,4892	-7,8514	1,2123	N=624
	Entre Departamentos		0,9864	-4,3909	-0,8400	n=33
	Entre Períodos		1,1247	-6,9904	0,0573	T = 18,90
$\ln[0.05 + \widehat{n}_{it} - \widehat{c}_{Lit}]$	Total	0,1033	0,9611	-4,1122	3,8487	N=591
	Entre Departamentos		0,2421	-0,1536	1,3732	n=31
	Entre Períodos		0,9551	-4,1101	4,1056	T = 19,06

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 sólo 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 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

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 microeconométrica 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 sólo 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 microeconomía de efectos causales.

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, 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 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 mínimos cuadrados ordinarios agrupados (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

¹⁰ El estimador de efectos fijos no supone que el término α_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 α_i sea el mismo a través de departamentos, lo cual es un supuesto del estimador de mínimos cuadrados ordinarios agrupados. A pesar de estas aparentes ventajas del estimador de efectos fijos, se debe notar que si el verdadero proceso generador de datos implica que α_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 α_i es el mismo a través de departamentos, entonces el estimador de efectos fijos es inconsistente, mientras que el estimador de mínimos cuadrados ordinarios agrupados sería consistente. Más aún, para que el estimador de mínimos cuadrados ordinarios agrupados sea consistente se requiere tan sólo 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.

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

Tabla 4. Regresiones

Variable dependiente	$\ln\left(\frac{PIB_{pit}}{1 - \phi_{Lit}}\right)$					Hausman
Variables independientes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	Prueba EF vs EA
	MCOA	MCOA	EF	EF	EA	Estadístico t: (4) vs (5)
$\ln(1 - \hat{\rho}_{it})$	1,275** [0,764]	2,326*** [0,696]	0,445*** [0,208]	0,366*** [0,189]	0,480*** [0,189]	-4,521+++
$\ln(1 - \hat{\phi}_{Lit})$	0,077 [0,072]	0,041 [0,068]	0,047*** [0,024]	0,044*** [0,020]	0,043*** [0,021]	0,214
$\ln(1 - \hat{\epsilon}_{it})$	0,125** [0,060]	0,167*** [0,074]	-0,004 [0,018]	0,070*** [0,040]	0,072*** [0,040]	-0,507
$\ln \hat{s}_{it}$	0,175*** [0,040]	0,204*** [0,050]	0,048*** [0,007]	0,018*** [0,007]	0,028*** [0,009]	-8,207+++
$\ln[0,05 + \hat{n}_{it} - \hat{c}_{Lit}]$	-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	Si	No	Si	Si	
Efectos fijos departamentales	No	No	Si	Si	Si	
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. $\hat{h}_i$	-----	-----	0,456	0,480	0,201	
Desv. Est. $\hat{\epsilon}_{it}$	-----	-----	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

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

justifican que se utilicen en la inferencia estadística errores estándar robustos a la presencia de correlación serial y de heterocedasticidad, que son los errores estándar bajo cluster departamental que se reportan.

14 La primera especificación de la tabla 4 reporta los estimativos de MCOA, que supone que el término ϵ_{it} 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 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 ϵ_{it} 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

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 acuerdo con la cuarta especificación, y por ende, ésta 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.

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 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 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 microeconometría, 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 éste 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.

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 significancia estadística se rechaza esta nula. Esto es relevante, en el sentido de que los cinco regresores de interés tienen poder explicativo sobre la variable dependiente por encima de las dummies de tiempo y de efectos fijos. Las siguientes hipótesis nulas toman dos de los cinco coeficientes de interés y verifican si son iguales, lo que es consistente con la predicción del modelo estructural. Como se puede apreciar en la tabla 5, al 10% o 5% se rechazan en algunos casos las hipótesis nulas de interés, aunque en muchos casos el rechazo es bastante marginal.

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

Lo más importante de la tabla 5 radica en la última prueba, ya que el modelo teórico lo que realmente impone es un conjunto de restricciones, a saber $\beta_1 = \dots = \beta_4 = -\beta_5$. Como se observa en la tabla 5, el valor p correspondiente al estadístico Wald robusto es de 0,2, lo que significa que ni al 20% de significancia estadística se puede rechazar esta nula. Esto es realmente sorprendente y supremamente relevante para lo que sigue, dado que la prueba

estadística tiene bastante potencia por el número de observaciones que se utilizan con datos panel. Este resultado soporta la visión de que el modelo teórico estructural es consistente con los datos para el caso colombiano, entre 1988 y 2009.¹⁷

Exogeneidad estricta y efectos marginales causales

El objetivo fundamental en microeconometría es la estimación consistente de efectos marginales causales, que son el tipo de estimaciones útiles para política económica. Para esto se requiere que haya alguna forma de exogeneidad de los regresores de interés, en el sentido de que el valor esperado condicional del término de error de la ecuación estimable no sea una función de los regresores mismos. Sin embargo, existen varios tipos de exogeneidad en modelos con datos panel: exogeneidad débil, exogeneidad secuencial, exogeneidad estricta, entre otros.¹⁸ En el contexto del estimador de efectos fijos con datos panel de un modelo lineal, la exogeneidad estricta es el tipo de exogeneidad suficiente para poder argumentar que las estimaciones correspondientes son efectos marginales causales. En particular, Wooldridge (2010) sugiere una prueba estadística para verificar la exogeneidad estricta de los regresores de interés, en el caso de una estimación por efectos fijos. La idea de la prueba es bastante simple: en la estimación por efectos fijos se debe incluir, por ejemplo, un adelanto de los regresores de interés tal que la nula de que exista exogeneidad estricta de los regresores implica que estos adelantos no deberían ser conjuntamente significativos para explicar la variable dependiente.

En el apéndice, la tabla A1 reporta en la primera especificación la estimación de la ecuación estructural por efectos fijos con errores estándar cluster departamental, incluido un adelanto de cada uno de los regresores. Se encuentra que los regresores con adelantos no son significativos estadísticamente, excepto por uno de ellos, el cual lo es incluso al 1%. El estadístico Wald robusto que verifica la nula de interés de que todos estos adelantos son nulos conjuntamente genera un valor p de 0,006, lo que implica que la hipótesis nula de exogeneidad estricta de los regresores se rechaza al 1%. Esta evidencia soporta la conclusión de que exogeneidad estricta no se tiene en el modelo estimable estructural (1),

17 Dado este resultado, podemos estimar de varias maneras el valor del parámetro estructural α de la función de producción Cobb-Douglas del apéndice, dado que habría al menos cinco estimativos que nos permiten estimarlo. Sin embargo, la forma más simple es promediar los cinco estimativos que se obtienen en la especificación 4 de la tabla 4 para obtener ————— que a su vez implica

—————. Recordemos que en una función de producción Cobb-Douglas mide la participación del capital (tanto físico como humano, en este caso) en el producto. Por tanto, la estimación obtenida muestra que para Colombia esta participación es bastante baja en el producto, lo que a su vez implica que la participación del trabajo en el producto $1 - \alpha = 0,91$ sea bastante grande. Estos resultados son razonables, debido a que Colombia tiene una economía que no es intensiva en capital sino más bien en trabajo.

¹⁸ Ver Wooldridge (2010), capítulos 7 y 10.

lo que restringe para interpretar de forma no causal los estimativos de la especificación 4 de la tabla 4. Por tanto, estos estimativos deben interpretarse a lo sumo como predicciones.

El gobierno de la política de seguridad democrática: Álvaro Uribe Vélez (2002-2010)

En esta sección utilizamos nuestro modelo (estimado por efectos fijos) para estudiar si la relación entre crecimiento, conflicto armado y crimen organizado cambió estadísticamente en los años del gobierno de Álvaro Uribe Vélez, en el período del que tenemos datos (2002-2009). Es conocido que a partir de mediados de 2002, bajo el primer gobierno de Álvaro Uribe Vélez, se diseñó e implementó una política encaminada a enfrentar los llamados “grupos al margen de la ley”, llamada la Política de Seguridad Democrática (PSD), “cuyo objetivo general es la protección de los colombianos y el fortalecimiento del Estado de derecho y la autoridad democrática en todo el territorio” (Ministerio de Defensa, 2003). Esta política se concibió “[...] como una política para la protección de la población, donde la seguridad es entendida como la presencia permanente y efectiva de la autoridad democrática en todo el territorio. En este sentido dado que los derechos humanos son fundamento y razón de ser del ordenamiento constitucional, según la política de seguridad democrática su vigencia requiere ante todo de la plena soberanía democrática y de la capacidad del Estado de hacer prevalecer el orden jurídico en todo el territorio” (Ministerio de Defensa, 2003).

En este período también hubo, claro está, esfuerzos complementarios y cambios de contexto, con repercusiones en los niveles de violencia y el producto, tales como las desmovilizaciones de los grupos paramilitares asociados en las Autodefensas Unidas de Colombia (AUC), la entrada en vigor del componente antinarcóticos militar del Plan Colombia y el Plan Nacional de Consolidación (2007-2010), entre otros. Además, en las gráficas 1 y 2 se notan disminuciones de la violencia homicida y violencia por el conflicto armado luego del año 2002, así como del número de secuestros y ataques unilaterales de la guerrilla, que también coincide con el período del gobierno de Uribe. Se ha argumentado en otra parte que este esfuerzo contrainsurgente combinado con el esfuerzo antinarcóticos, y la misma desmovilización y el desarme paramilitar (Muggah y Restrepo, 2009; Nussio, 2011), en cada caso, han sido responsables de una importante mejora en las condiciones de seguridad y en el ingreso nacional.

Importante mencionar que, en cuanto al diseño y justificación de las políticas de seguridad, es posible que haya habido un impacto de tales políticas sobre las condiciones de inversión y el crecimiento económico. En efecto, en la PSD se afirma que el objeto central es “reforzar y garantizar el Estado de Derecho en todo el territorio” mediante el fortalecimiento del gasto en defensa. En una intervención de gran valor mediático, el presidente Álvaro Uribe hizo mención de la importancia de la PSD, por cuanto representaba un espacio favorable para la confianza inversionista y para la inversión privada, en el marco

de su metáfora de los famosos tres huevitos.¹⁹ En línea con lo anterior, un documento elaborado por el exministro Arias y por Ardila (2003) determinaba cómo el incremento del gasto militar generaba una expansión en cuanto a crecimiento, inversión y consumo en el corto plazo.

En este contexto, se esperaría que las políticas e intervenciones que operaron en este período, coincidente con los dos períodos presidenciales de Álvaro Uribe (2002-2010), podrían haber alterado la relación entre el crecimiento económico, el conflicto armado y el crimen organizado en el ámbito departamental, al menos estadísticamente. Para verificar si esto es el caso utilizamos interacciones de cada uno de los regresores de la ecuación estructural estimable (1) con una variable binaria de tiempo denotada δ_t que toma el valor de 1 entre 2003 y 2009 y cero en otro período, debido a que Álvaro Uribe Vélez asume el poder tan sólo en agosto de 2002. Si en estos años hubo un cambio en los parámetros beta de la ecuación (1), se esperaría que las variables interactuadas con la variable binaria δ_t fueran diferentes de cero conjuntamente. Para ello, estimamos el modelo propuesto bajo el estimador de efectos fijos, con errores estándar cluster departamental, y verificamos la hipótesis nula de interés.

En el apéndice, en la tabla A1 se reporta en la segunda especificación la estimación con estas variables interactuadas y el estadístico Wald para verificar la nula conjunta de interés. Se encuentra que los regresores interactuados con la dummy δ_t no son estadísticamente significativos a ningún nivel de significancia. El estadístico Wald robusto es 1,51, con valor p de 0,68, lo que significa que no se rechaza la nula ni al 68% de significancia estadística. Contrario a lo que se podría pensar, según lo argumentado arriba, la relación estadística entre crecimiento económico, conflicto armado y crimen organizado no cambió en el período de gobierno de Uribe (2003-2009) con respecto al período anterior (1988-2002).

El dividendo de la paz y las negociaciones con las FARC

En el momento en que se escribía este artículo empezaron los diálogos de paz del gobierno de Juan Manuel Santos con la guerrilla de las FARC (Fuerzas Armadas Revolucionarias de Colombia). Se ha hablado de los beneficios de firmar la paz con este grupo guerrillero, el

¹⁹ “[...] Bueno, piensen esto: ustedes sacan unas gallinitas ‘quicas’, ellas empiezan a poner, ponen tres huevitos, uno de la Seguridad Democrática, otro de la confianza de inversión y otro de la política social. Ésas ustedes las echan, ellas sacan los tres huevitos, salen de la cáscara los tres polluelitos. ¿Qué ocurre si cuando salen de la cáscara ustedes los dejan solos, los abandonan? Se salen a la manga, viene un aguacero, los apesta y los mata. Cuidado, compatriotas. Que no vaya a venir el aguacero de la indolencia, que no vaya a venir el aguacero del apaciguamiento, que no vaya a venir el aguacero de la debilidad porque nos dejan matar, nos dejan apestar los polluelitos que hemos empezado de la seguridad, la confianza de inversión y la política social” (A. Uribe, 27 de marzo de 2010).

más antiguo de Colombia, lo que se ha denominado el *dividendo* de la paz. Los resultados empíricos obtenidos permiten obtener una predicción (aunque no necesariamente un efecto causal) de este dividendo de firmar la paz. En particular, si los ataques de la guerrilla se redujeran en un 100%, y todo lo demás permaneciera constante, entonces el PIB departamental aumentaría anualmente en promedio 4,4%. Esto significa que el conflicto armado le cuesta en promedio a la economía colombiana 4,4 puntos porcentuales de su tasa de crecimiento anual departamental. El intervalo de confianza al 95% para esta predicción, con errores estándar cluster en el nivel departamental es [0,5-8.3]. Así, el conflicto armado le cuesta a la economía colombiana al menos 0,5 puntos porcentuales de su tasa de crecimiento anual, y a lo sumo 8,32 puntos porcentuales. La predicción puntual que obtenemos es más del doble del costo en términos del PIB que predijo Rubio (1995), en los años noventa, del 2% anual, y en general, mayor que lo encontrado por Cárdenas (2007), Querubín (2003) y Vargas (2003), aunque algunos de estos resultados se encuentran en el intervalo de confianza al 95%.

Dado que la tasa de crecimiento anual de Colombia entre 2000 y 2009 ha estado alrededor de 3,8%, entonces el conflicto armado le ha costado a Colombia más del 100% de su tasa de crecimiento anual promedio en este período, si utilizamos el estimativo puntual de 4,4 puntos porcentuales. En otras palabras, sin conflicto armado, el PIB departamental hubiera crecido anualmente en promedio alrededor de $3,8+4,4=8,2\%$. Para tener una idea de lo costoso del conflicto armado para las economías departamentales colombianas, la regla del 70 (i.e., $n=((70)/p)$) nos da aproximadamente el número de años (n) que se demora en duplicarse el PIB departamental si se creciera a una tasa constante (p), lo que se traduce en que el PIB departamental con conflicto armado se demora en duplicarse $((70)/(3,8))=18,5$ años, aproximadamente, mientras que sin conflicto armado se hubiera duplicado en tan sólo $((70)/(8,2))=8,5$ años. ¡Una ganancia de una década! Estos resultados sugieren que el dividendo de la paz es supremamente alto, comparado con seguir bajo conflicto armado, incluso manteniendo la violencia criminal.

A pesar del gran dividendo de paz que se puede obtener en cuanto al PIB departamental, es importante tener en cuenta que la firma de la paz con la guerrilla de las FARC podría conllevar eventualmente lo que se puede denominar la *paradoja de la paz*. Si la economía colombiana es incapaz de absorber la mano de obra desmovilizada de este grupo guerrillero, así como parte del Ejército colombiano que existe con el objetivo de combatirlo, entonces podría aparecer un aumento de la actividad delincriminal en el país, si la ventaja comparativa de los excombatientes en el manejo de las armas de fuego les permite entrar al sector delincriminal con mayor facilidad. Esto significa que, aunque el costo en términos del PIB asociado con el conflicto armado se reduzca al firmar la paz, el costo asociado con el crimen organizado podría verse aumentado, lo que podría conllevar que se aumenten las cifras de secuestros y otros indicadores de la actividad criminal, generando lo que hemos llamado la *paradoja de la paz*. Éste es uno de los muchos retos que se presenta al gobierno Santos y a sus sucesores si llega a firmar un acuerdo de

terminación del conflicto con la guerrilla de las FARC y eventualmente con el ELN (Ejército de Liberación Nacional).

Conclusiones

En este artículo se ha desarrollado un modelo de Solow-Swan modificado, en el que se estudian las consecuencias del conflicto armado y el crimen organizado en el ingreso de una economía, y se ha mostrado que un aumento en el gasto en seguridad puede aumentar el capital (humano y físico), el ingreso y consumo (en unidades de eficiencia) en el largo plazo, aunque no necesariamente. Se utilizó un panel de datos al nivel de departamentos (incluida Bogotá como un departamento adicional) de Colombia en el período 1988-2009 para estimar la ecuación estructural estimable, que se deduce del modelo teórico en estado estacionario, bajo supuestos sobre variables proxy que permiten estimar el modelo estructural propuesto. Luego de realizar pruebas estadísticas auxiliares encontramos que la estimación por efectos fijos es la estimación más adecuada entre los otros métodos de estimación, tales como mínimos cuadrados agrupados y efectos aleatorios. En la estimación por efectos fijos, los signos de los coeficientes tienen los signos esperados según el modelo teórico, y no se rechazan estadísticamente las restricciones teóricas que el modelo estructural impone sobre los datos, lo que permite concluir que el modelo estructural es compatible con los datos en el período estudiado.

Sin embargo, los estimativos que se encuentran se interpretan tan sólo como predicciones, debido a que se rechaza estadísticamente al 1% la condición suficiente de exogeneidad estricta en el modelo estimable por efectos fijos que se requiere para interpretar los coeficientes en forma de efectos marginales causales. Consecuente con esto, se encuentra que el logaritmo del PIB departamental está asociado a una reducción del -0,04% con respecto a un incremento del 1% en el conflicto armado (medido como el valor del ingreso departamental que se pierde por ataques unilaterales de la guerrilla); además, encontramos que el ingreso departamental está asociado a una reducción de -0,36% con respecto a un incremento del 1% en las actividades de apropiación ilegal de rentas (medido como el valor del producto departamental que se pierde por secuestros) por parte del crimen organizado y los grupos armados dedicados a este tipo de actividades.

Más aún, encontramos que todos los estimativos son estadísticamente similares en el período del gobierno de Álvaro Uribe (2003-2009), en comparación con el período anterior (1988-2002), lo cual parece inconsistente con la idea de que durante este gobierno la relación entre crecimiento, conflicto armado y crimen organizado fue alterada fundamentalmente, de acuerdo con las políticas de seguridad democrática implementadas durante este período. Por último, se encuentra que la reducción del conflicto armado en un 100%, y si todo lo demás permaneciera constante, aumentaría el PIB departamental en

4,4% anualmente, en promedio. Es decir, la ausencia de conflicto armado estaría asociada a una mayor tasa de crecimiento anual del PIB departamental en promedio de 4,4 puntos porcentuales. Dado que la tasa de crecimiento anual de Colombia entre 2000 y 2009 ha estado alrededor de 3,8%, el conflicto armado le ha costado a Colombia más del 100% de su tasa de crecimiento anual promedio en este período. Por tanto, sin conflicto armado el PIB departamental hubiera crecido anualmente en promedio alrededor de $3,8+4,4=8,2\%$, lo que hubiera reducido en diez años la duplicación del PIB en promedio de cualquier departamento de Colombia. Claro está, estas predicciones suponen que la criminalidad violenta no hubiera ocupado el espacio de los grupos violentos del conflicto.

Finalmente, aun si se llegara a firmar un acuerdo de paz con la guerrilla de las FARC y el ELN, es razonable pensar que la desmovilización de estos grupos podría conllevar un aumento en las actividades criminales futuras si la economía colombiana no puede absorber esta mano de obra en trabajos legales o disuadir la emergencia de grupos criminales. Esto conllevaría una *paradoja de la paz*, en el sentido de que la violencia del conflicto se eliminaría con la firma de la paz pero a costa de aumentar la violencia criminal futura. Este escenario atenuaría sustancialmente el llamado dividendo de firmar la paz.

Apéndice

Modelo de crecimiento Solow-Swan modificado con conflicto armado y crimen organizado

Suponemos que el trabajo disponible en la economía en el tiempo t evoluciona de acuerdo con la siguiente ecuación dinámica:

$$\dot{L} = \lambda L - \mu L - \nu L - \eta L$$

donde la notación $\dot{X}$ significa la tasa de crecimiento de cualquier variable X , entendiendo el tiempo como una variable continua; λ denota la tasa de crecimiento de nacimientos o fertilidad, μ denota la tasa de crecimiento de mortalidad por causas naturales o accidentes, ν denota la tasa de crecimiento de homicidios a causa del conflicto armado y η denota la tasa de crecimiento de los homicidios por causas criminales. Suponemos que en la ecuación (1) las tasas son, respectivamente, λ, μ, ν, η donde G denota el gasto gubernamental en seguridad, tal que $G = \lambda L$ y $\lambda > \mu + \nu + \eta$, es decir, se supone que, ante aumentos en el gasto público, disminuyen tanto la violencia homicida asociada al conflicto como la violencia homicida asociada a la criminalidad. Presumiblemente, tanto λ como μ pueden depender de G en diversas formas. Sin embargo, tomamos λ, μ, ν, η como dados, para simplificar el análisis, y, por lo tanto, la ecuación (1) termina siendo

$$\dot{L} = \lambda L - \mu L - \nu L - \eta L$$

donde se supone $\lambda > \mu + \nu + \eta$ lo que significa que la tasa de fertilidad de la economía es mayor que la tasa de mortalidad agregada, consistente con la evidencia empírica de que la población colombiana ha crecido en el tiempo.

Suponemos que la función de producción de la economía que produce el bien Y viene representada por una función Cobb-Douglas en función de capital K y trabajo efectivo L donde A denota el nivel tecnológico y α denota trabajo; sin embargo, una proporción de capital y trabajo efectivo es destruida cada período por grupos que están involucrados en el conflicto armado:

donde δ que significa que la función presenta rendimientos constantes a escala en K y L , lo que a su vez implica productos marginales positivos tanto en K como en L , pero rendimientos marginales decrecientes; la proporción δ de capital y la proporción δ de trabajo se pierden en cada período, lo que significa que el conflicto armado destruye capital (incluye capital físico y humano), al igual que trabajo.

Suponemos que $\frac{dK}{dt}$ y $\frac{dG}{dt}$ lo que significa que, a mayor gasto en seguridad por parte del Gobierno, disminuyen las proporciones perdidas de capital y trabajo.

Suponemos que el capital se acumula de acuerdo con la siguiente ecuación:

donde $\frac{dK}{dt}$ es el cambio en el capital en el tiempo, $\frac{dK}{dt}$ denota la inversión en el tiempo t y δK es la tasa de depreciación del *stock* de capital. Esto significa que la infraestructura de capital (neto de la violencia del conflicto) se expande ($\frac{dK}{dt} > \delta K$) si la inversión es mayor a lo que se deprecia del *stock* de capital (no destruido) en cada período. Más aún, suponemos que el ingreso fiscal G del Gobierno y el ahorro S agregado son fracciones constantes del ingreso en cada período:

donde s es la tasa de ahorro constante, τ es la tasa tributaria que impone el Gobierno al ingreso de la economía; α es la fracción de ingreso de la economía de la que se apropian ilegalmente las organizaciones criminales y grupos insurgentes, la cual llamamos la tasa de apropiación, donde suponemos $\alpha < 1$, que significa que a mayor gasto en seguridad por parte del Gobierno, menor será la proporción de ingreso de la que se pueden apropiar estas organizaciones. El término $(1 - \alpha)(1 - \tau)Y$ es el ingreso disponible luego de impuestos y de apropiación.

Como en el modelo estándar de Solow-Swan, suponemos que la productividad o nivel tecnológico A crece a la tasa constante g tal que

—

Definimos el capital en unidades de eficiencia como $\frac{K}{A}$ y el producto en unidades de eficiencia como $\frac{Y}{A}$ — donde podemos reescribir la función de producción de la siguiente forma:

donde $\frac{dK}{dt}$. Finalmente, como en el modelo de Solow-Swan, suponemos que la inversión se iguala al ahorro, $\frac{dK}{dt} = S$ en cada período y que el gasto gubernamental es una fracción constante del ingreso, $G = \tau Y$. Además, suponemos balance fiscal del Gobierno en cada período, lo que implica que $S = G$ para todo t .

Solución del modelo

Se puede mostrar que bajo los supuestos enunciados, la ecuación de acumulación del capital en unidades de eficiencia viene dada por:

donde se define $\bar{k}$. Recordemos que un estado estacionario es una situación en que $\dot{k} = 0$ para todo t , lo que define los niveles de *largo plazo* de capital ($\bar{k}$) y producto ($\bar{y}$) en unidades de eficiencia:

$$\bar{k} = \frac{s \bar{y}}{n + \delta}$$

Además, el consumo agregado se define como $\bar{c} = \bar{y} - \bar{k}$, o equivalentemente, $\bar{c} = \bar{y} - \frac{s \bar{y}}{n + \delta}$, y por tanto, en unidades de eficiencia viene dado por:

Como se puede apreciar en las ecuaciones (A.10) y (A.11), el conflicto armado y el crimen organizado, representados por las variables g y z reducen tanto el capital como el producto en unidades de eficiencia. Como cada variable de éstas depende negativamente de g y z , entonces, un aumento en seguridad, en principio, ahorra marginalmente a la economía capital, trabajo e ingreso. Sin embargo, nótese que un aumento tributario en τ también reduce el ingreso de la economía, lo que implica un efecto ambiguo en el ingreso y consumo, respectivamente. Intuitivamente, si un incremento en τ no es suficientemente efectivo para disminuir las pérdidas por el conflicto armado y las organizaciones criminales, entonces puede terminar reduciendo los niveles logarítmicos 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 desarrollado arriba nos permite llegar a una ecuación empírica estimable. Para esto seguimos el razonamiento de Mankiw, Romer y Weil, 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, tómese la ecuación (A.10) logarítmicamente linealizada y considérese ésta durante la transición, cuando reemplazamos $\dot{k}$ por $\frac{\Delta k}{k}$, para

valores cercanos al estado estacionario, y donde utilizamos la ecuación (A.6), que implica $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y} = 1$, para obtener:

$$(A.12) \quad \frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y} = \frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y} \quad \text{---}$$

donde $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ para $i=1,...,5$. Como en gran parte de la literatura sobre crecimiento económico, los datos con los que empíricamente se cuenta no son exactamente lo que de modo ideal se desea tener como medidas de las variables teóricas, por lo que necesitamos variables proxy que nos permitan obtener una ecuación empíricamente estimable de (A.12). En lo que sigue, postulamos diferentes supuestos sobre la naturaleza de las variables proxy que utilizamos para nuestros propósitos empíricos.

Variables proxy

Utilizamos el PIB per cápita del departamento i en el año t (base 2005) como la medida de $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$, i.e. $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y} = \frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$; además, utilizamos $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ como la medida de $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$, donde $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ denota la población del departamento i en el año t neto de homicidios relacionados con crimen y conflicto armado.²⁰ Hacemos dos supuestos paramétricos como en Mankiw, Romer y Weil (1992), suponemos $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y} = \frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ y que $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y} = \frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$, donde $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ es una constante y $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ es un choque idiosincrático para el departamento i en el año 0.

Idealmente, uno quisiera utilizar como medida de $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ a través de departamentos y períodos:

$$\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y} = \frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y} \quad \text{---}$$

donde $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ denota el individuo (u hogar) j en el departamento i que es una víctima del crimen (e.g., robado, secuestrado, extorsionado), mientras que $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ denota el ingreso que el individuo j en el departamento i pierde por estos delitos. La medida $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ sería la proporción del ingreso apropiado por organizaciones criminales e insurgentes dedicados a actividades de apropiación ilegal de ingreso en el período t relativo al PIB del departamento i .²¹ Desafortunadamente, no observamos ninguna medida de $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ y nos vemos obligados a cuantificarla de una manera indirecta. Utilizamos como proxy de $\frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln Y}$ lo que el crimen organizado y grupos insurgentes obtienen como rentas del *secuestro* extorsivo y calculamos

²⁰ Los datos sobre la población colombiana que provienen del DANE no especifican si en cada año la población calculada es neta o no de las víctimas de violencia homicida y de conflicto. El ejercicio empírico realizado, en todo caso, genera resultados similares si se ajusta o no la información de la población con los homicidios totales.

²¹ Nótese que aquí se está suponiendo que *ambos* tipos de organizaciones recurren a estos tipos de actividades ilegales de apropiación de rentas.

lo que termina costando en promedio un secuestro por departamento en cada período entre 1988 y 2009. Para ello utilizamos la cuantificación de los costos del secuestro reportados por Álvarez y Rettberg (2008). Estos autores reportan los pagos agregados por rescates de secuestros (sin distinguir si fueron pagados a grupos insurgentes dedicados a esta actividad o a organizaciones criminales) entre 1996 y 2003, en millones de pesos de 2003. Utilizamos el índice de precios al consumidor para dejar estos valores en millones de pesos de 2005 y luego utilizamos el número de secuestros reportados por CERAC para estos años, con el fin de tener un estimativo de cuánto se pagó en promedio por secuestro (que incluye tanto secuestros de grupos armados insurgentes como de organizaciones criminales). Luego promediamos los valores entre 1996 y 2003 para obtener el valor de 5,12 millones de pesos por secuestro en promedio, a precios constantes de 2005. Este valor, creemos, es una cota inferior del verdadero valor que se paga, sin contar los demás costos involucrados que sufren las víctimas de este tipo de delitos, como los costos que genera la angustia a la víctima y su familia.²²

Dividimos este valor por el salario mínimo anual en millones de pesos de 2005 (*i.e.*, 0.576841), que es el año base que utilizamos, lo que implica que cada secuestro cuesta en promedio nueve veces el salario mínimo anual vigente en estos años. Usamos este valor variando el salario mínimo anual vigente a precios constantes de 2005, para valorar cada secuestro en los departamentos de Colombia entre 1988 y 2009. Así, la medida proxy que usamos para el departamento i en el año t es:

donde n_{it} denota el número de casos de secuestros en el departamento i en el año t , w_t denota el salario mínimo real (precios constantes de 2005), en millones de pesos en Colombia en el año t , y Y_{it} denota el producto interno bruto real del departamento i en el año t , en millones de pesos de 2005.

La medida utilizada para estimar β_i tampoco es la ideal. Nótese que la medida ideal sería la siguiente:

donde f_i denota la firma f (pública o privada) del departamento i que pierde el capital K_i , valorado en el mercado al precio P_i , siendo el numerador el total del valor del capital perdido por el ataque del grupo armado que desea destruir la infraestructura de

²² Este valor de 5,12 millones de pesos a precios constantes de 2005 parece una cifra baja. Sin embargo, en la definición de un secuestro puede entrar lo que es el secuestro express o “paseo millonario”, el cual es un secuestro donde a la víctima se le quita el efectivo que lleva, más el que se obtiene al sacarlo de sus cuentas bancarias que sean accesibles por cajero electrónico. Este tipo de secuestro express seguramente genera que nuestro promedio imputado del valor real de un secuestro termine siendo más bajo, debido a que la cuantía que los delincuentes pueden obtener con este tipo de delito es menor de lo que un secuestro normal puede generar en beneficios.

la economía. De modo ideal, este valor se dividiría por el PIB del departamento i para obtener la proporción $\frac{A_i}{PIB_i}$. Desafortunadamente, no observamos ni A_i ni PIB_i y, por tanto, debemos obtener una medida proxy para $\frac{A_i}{PIB_i}$ que no es la ideal pero que nos sirve para la estimación. Siguiendo de nuevo a Álvarez y Rettberg (2008), utilizamos lo que reportan en pérdidas entre 1996 y 2004 por ataques unilaterales a la infraestructura del país, y que ascienden a 828.670 millones de pesos de 2003. De nuevo, utilizamos el índice de precios al consumidor para dejar este valor en millones de pesos de 2005, el cual asciende a 749.666 millones de pesos (de 2005). Utilizamos luego el número de ataques unilaterales de la guerrilla que reporta CERAC para estos años, con el fin de obtener un estimativo de lo que costó cada acto violento en promedio, y que terminó siendo 92,31 millones de pesos de 2005. Esto corresponde a 160 veces el salario mínimo real vigente, a precios de 2005.²³

Así, la medida que usamos para estimar $\frac{A_i}{PIB_i}$ es la siguiente:

$$\frac{A_i}{PIB_i} = \frac{A_i}{PIB_i}$$

donde A_i denota el número de actos terroristas en el departamento i en el año t , W_i denota de nuevo el salario mínimo real en millones de pesos, a precios constantes de 2005 en Colombia, en el tiempo t , y PIB_i denota de nuevo el producto interno bruto real del departamento i en el año t , en millones de pesos de 2005.

Por otra parte, nuestra medida proxy para $\frac{A_i}{PIB_i}$ es cercana a la medida ideal que deseamos, y viene dada por:

$$\frac{A_i}{PIB_i} = \frac{A_i}{PIB_i}$$

donde $\frac{A_i}{PIB_i}$ corresponde precisamente a la fracción de la población en el departamento i en el año t que muere por ataques de los diferentes actores del conflicto (tanto victimizaciones de la guerrilla como de grupos paramilitares, e incluye civiles y militares).

Utilizamos las siguientes medidas proxy de $\frac{A_i}{PIB_i}$ para el departamento i en el año t :

$$\frac{A_i}{PIB_i} = \frac{A_i}{PIB_i}$$

$$\frac{A_i}{PIB_i} = \frac{A_i}{PIB_i}$$

las cuales parecen ser medidas cercanas a las ideales. Finalmente, las medidas que utilizamos para $\frac{A_i}{PIB_i}$ son medidas cercanas a las ideales, y vienen dadas por:

²³ CERAC reporta el número de ataques de la guerrilla por departamento, mientras que la Policía Nacional reporta el número de ataques terroristas por departamento. Con ambas medidas obtenemos valores similares (158 y 162, respectivamente), los cuales promediamos para obtener el valor 160.

$$\frac{\text{#homicidios crimen}}{\text{#homicidios Conflicto}}$$

donde “#homicidios crimen” denota homicidios criminales, mientras que “#homicidios Conflicto” corresponde a homicidios perpetrados por grupos armados (guerrilla y paramilitares) en el departamento i en el año t . Por último, utilizamos como medida de la siguiente medida:

para el departamento i durante el año t .

Especificación econométrica

Reemplazamos las variables proxy definidas arriba en la ecuación (A.12) y obtenemos la especificación empírica (1) del texto, y que es la siguiente para un panel de datos departamental durante el período

$$\text{---}$$

donde son dummies de tiempo entre 1990 y 2009, tomando 1989 como el año base, las cuales son proxies de la tendencia lineal de tiempo; , se define como , mientras que es un efecto fijo departamental que capta las diferencias geográficas constantes en el tiempo (entre otras características constantes en el tiempo) a través de departamentos, y es el error idiosincrático. La predicción empírica fundamental del modelo es .

Resultados sobre exogeneidad estricta y cambio estructural en el gobierno de Uribe

Tabla A1. Prueba de exogeneidad estricta y cambio estructural en el gobierno de Uribe

Variable dependiente	$\ln\left(\frac{PIBpc_{it}}{1-\widehat{\phi}_{Lit}}\right)$	
	EF	
Variables independientes	(1)	(2)
$\ln(1 - \widehat{\rho}_{it})$	0,260* (0,171)	0,388 (0,244)
$\ln(1 - \widehat{\phi}_{Kit})$	0,031* (0,020)	0,057*** (0,021)
$\ln(1 - \widehat{\tau}_{it})$	0,085*** (0,032)	0,048 (0,035)
$\ln\widehat{s}_{it}$	0,018*** (0,005)	0,015*** (0,007)
$\ln[0.05 + \widehat{n}_{it} - \widehat{e}_{Lit}]$	-0,004 (0,007)	-0,005 (0,014)
$\ln(1 - \widehat{\rho}_{it+1})$	0,127 (0,179)	-----
$\ln(1 - \widehat{\phi}_{Kit+1})$	0,053*** (0,025)	-----
$\ln(1 - \widehat{\tau}_{it+1})$	0,011 (0,026)	-----
$\ln\widehat{s}_{it+1}$	0,008 (0,006)	-----
$\ln[0.05 + \widehat{n}_{it+1} - \widehat{e}_{Lit+1}]$	-0,006 (0,007)	-----
$\ln(1 - \widehat{\rho}_{it}) * dUribe_t$	-----	0,075 (0,376)
$\ln(1 - \widehat{\phi}_{Kit}) * dUribe_t$	-----	-0,028 (0,027)
$\ln(1 - \widehat{\tau}_{it}) * dUribe_t$	-----	0,052 (0,043)
$\ln\widehat{s}_{it} * dUribe_t$	-----	0,009 (0,011)
$\ln[0.05 + \widehat{n}_{it+1} - \widehat{e}_{Lit+1}] * dUribe_t$	-----	-0,003 (0,016)
Constante	-5,01*** (0,044)	0,002 (0,007)
Dummies de tiempo (1990-2009)	Si	Si
Efectos fijos departamentales	Si	Si
Wald robusto significancia conjunta	16,18	1,09
valor p	0,006	0,78
Observaciones	361	427
R-2 con variaciones temporales	0,465	0,446
R-2 con variaciones entre deptos	0,115	0,106
R-2 total	0,128	0,111
Desv. Est. η_i	0,478	0,479
Desv. Est. ε_{it}	0,109	0,117
Número de Departamentos	29	29

+ Errores estándar cluster a nivel departamental en paréntesis

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

Bibliografía

- Álvarez, S. y A. Rettberg (2008). “Cuantificando los efectos económicos del conflicto: una exploración de los costos y los estudios sobre los costos del conflicto armado en Colombia”. *Colombia Internacional* 67: 14-37.
- Arias, A. y A. Ardila (2003). “Military Expenditure and Economic Activity: The Colombian Case”. *Desarrollo y Sociedad* 52: 39-65.
- Barro, R. J. y X. Sala-i-Martin (2003). *Economic Growth*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Cárdenas, M. (2007). “Economic Growth in Colombia: A Reversal of ‘Fortune’?”. *Ensayos sobre Política Económica* 25 (53): 220-258.
- Echeverry, J. C., N. Salazar y V. Navas (2001). “El conflicto colombiano en el marco internacional”. En Astrid Martínez comp., *Economía, crimen y conflicto* (pp. 77-128). Bogotá: Universidad Nacional de Colombia.
- GBAV (2008). *Global Burden of Armed Violence*. Ginebra, Suiza.
- González, L. H. (2012). “Violencia homicida y conflicto armado en Colombia: 1998-2008: caracterización de la relación de largo plazo”, Tesis de la Pontificia Universidad Javeriana. Bogotá.
- Gutiérrez, F. (2008). “Telling the Difference: Guerrillas and Paramilitaries in the Colombian War”. *Politics Society* 36: 3.
- Mankiw, N. G., D. Romer y D. N. Weil (1992). “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”. *Quarterly Journal of Economics* 107: 407-437.
- Ministerio de Defensa (2003). “Política de Defensa y Seguridad Democrática”.
- Muggah, R. y J. Restrepo (2009). “Colombia’s Quiet Demobilization. A Security Dividend?”. En *Security and Post-Conflict Reconstruction. Dealing with Fighters in the Aftermath of War* (pp. 30-46). Oxon: Routledge.
- Nussio, E. (2011). “Learning from Shortcomings – The Demobilization of Paramilitaries in Colombia”. *Journal of Peacebuilding And Development* 6 (2): 88-92.
- Parra, C. (1998). “Determinantes de la inversión en Colombia: evidencia sobre el capital humano y la violencia”. *Planeación y Desarrollo* 3 (julio-septiembre). Vol. 29 (5).
- Querubín, P. (2003). “Crecimiento departamental y violencia criminal en Colombia”. Documentos CEDE. No. 2003-12. Bogotá: CEDE, Universidad de los Andes.

- Restrepo, J. A. (2009). “Análisis económico de conflictos internos”. En J. A. Restrepo y D. Aponte, eds., *Guerra y violencias en Colombia: herramientas e interpretaciones* (pp. 275-314). Bogotá: Editorial Pontificia Universidad Javeriana.
- Riascos, A. y J. F. Vargas (2011). “Violence and Growth in Colombia: A Review of the Quantitative Literature”. Series Documentos de Trabajo. Bogotá: Universidad del Rosario.
- Rubin, D. B. (1974). “Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies”. *Journal of Educational Psychology* 66: 688-701.
- Rubio, M. (1995). “Crimen y crecimiento en Colombia”. *Coyuntura Económica* XXV (1) (marzo).
- Schneider, F. (2002). “The Size and Development of the Shadow Economies of 22 Transition and 21 OECD Countries”. IZA, Discussion Paper No. 514.
- Solow, R. M. (1956). “A Contribution to the Theory of Economic Growth”. *Quarterly Journal of Economics* 70: 65-94.
- Swan, T. W. (1956). “Economic Growth and Capital Accumulation”. *Economic Record* 32.
- Vargas, J. (2003). “Conflicto interno y crecimiento económico en Colombia”. Tesis PEG, Universidad de los Andes, Bogotá.
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Zenteno, Y. (2007). “Conflicto y crecimiento del sector agropecuario”. Tesis DEPEC, Universidad de los Andes, Bogotá.