

## Crecimiento, Conflicto Armado y Crimen Organizado: Evidencia para Colombia<sup>1</sup>

Edgar Villa<sup>2</sup>  
Departamento de Economía  
Pontificia Universidad Javeriana

Manuel Moscoso<sup>3</sup>  
CERAC

Jorge A. Restrepo<sup>4</sup>  
Departamento de Economía  
Pontificia Universidad Javeriana  
CERAC

### Resumen

Este artículo desarrolla un modelo de Solow-Swan modificado para incluir las consecuencias del conflicto armado y el crimen organizado en el ingreso de una economía. Utilizando un panel de datos a nivel departamental para Colombia en el periodo 1988 - 2009 se estima la ecuación estructural que se deduce del modelo teórico por efectos fijos y se encuentra que la elasticidad del logaritmo del PIB departamental con respecto al conflicto armado y el crimen organizado es del -0.04 y -0.36 respectivamente. Finalmente no se encuentra cambio en estos estimativos en el periodo del gobierno de Alvaro Uribe (2003-2009) relativo al periodo anterior (1988-2002).

**Código JEL:** C23, H56, K42, N46, O40

**Palabras Clave:** Conflicto Armado, Crimen Organizado, Crecimiento Económico, Estimación por Efectos Fijos

---

<sup>1</sup> Agradecemos a Juan Camilo Gómez por su asistencia en la elaboración de la base de datos utilizada en este artículo.

<sup>2</sup> Profesor Asociado del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Javeriana. Contacto: e.villa@javeriana.edu.co.

<sup>3</sup> Economista de la Pontificia Universidad Javeriana e Investigador de CERAC. Contacto: manuelmoscoso@cerac.org.co.

<sup>4</sup> Profesor Asociado del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Javeriana y Director de CERAC. Contacto: jarestrepo@javeriana.edu.co.

# 1 Introducción

El caso de Colombia es tal vez inmejorable para una indagación sobre las posibles relaciones entre violencia del conflicto armado y del crimen organizado sobre el crecimiento económico, en vista de que éste país ha sufrido de manera simultánea -pero con variables niveles de intensidad- un conflicto armado interno y altos niveles de violencia relacionada 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 que tanto la violencia delincencional como un 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, etc.- (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 de, una vez encontrada, cuantificarla. A su vez, son escasos en la literatura aquellos estudios que tengan como base de tal exploración empírica un modelo teóricamente fundamentado que provea una estructura analítica para la exploración cuantitativa.

Este artículo desarrolla un modelo de Solow-Swan modificado que tiene en cuenta las consecuencias del conflicto armado y el crimen organizado en el ingreso de una economía, donde se muestra que un aumento en el gasto en seguridad podría llegar a aumentar el capital (humano y físico), el ingreso y consumo en unidades de eficiencia en el largo plazo. Mediante la utilización de un panel de datos (desbalanceado) a nivel departamental para Colombia en el periodo 1988-2009 se estima una ecuación estructural que se deduce del modelo teórico. Con un estimador de efectos fijos encontramos que la elasticidad estimada del logaritmo del PIB departamental con respecto al conflicto armado (medido como la proporción del ingreso departamental que se pierde por ataques unilaterales de la guerrilla) y el crimen organizado (medido como la proporción del ingreso departamental que se pierde por secuestros) es en promedio del -0.04 y -0.36 respectivamente para el periodo estudiado. Finalmente encontramos que los estimativos son estadísticamente similares en el periodo del gobierno de Alvaro Uribe (2003-2009) relativo al periodo anterior (1988-2002), lo que indicaría que las políticas de seguridad puestas en práctica durante este período, incluyendo la conocida Política de Seguridad Democrática, no parecen haber tenido un cambio significativo estadísticamente en términos de la relación entre violencia, conflicto armado y resultados de crecimiento económico.

En lo que sigue la segunda sección presenta el modelo teórico y deriva sus implicaciones y predicciones. La tercera sección desarrolla un modelo econométrico estimable que proviene del modelo estructural propuesto donde se discute las diferentes medidas empíricas que son utilizadas en la estimación. La cuarta sección reporta las fuentes de datos y las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas. La

quinta sección reporta los resultados mientras que la sexta sección concluye.

## 2 Revisión de 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 & Navas (2001), Querubín (2003), Vargas (2003), Cárdenas (2007) y Zenteno (2007)<sup>5</sup>. La aproximación pionera en la literatura colombiana es la de Mauricio 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. Mediante el uso de correlaciones en series de tiempo, Rubio señala que tanto el narcotráfico y 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, inversión). Cárdenas (2007), por su parte, se centra en estudiar, a través un análisis de series de tiempo, 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 afirma 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- están asociados con una “reducción permanente” en el crecimiento del PIB per cápita de 0,3 puntos porcentuales. Por su parte, Querubín (2003) afirma que el incremento de la violencia homicida que se presenta entre 1990 y 1999 genera un deterioro en el crecimiento económico: de acuerdo con sus estimaciones, con cifras anuales por departamentos, 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 & 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.

En general la literatura reseñada que ha abordado estas asociaciones entre conflicto armado y crecimiento arguye por interpretar sus estimaciones como efectos causales o impactos. Esto a nuestro juicio es inadecuado debido a que no existe una estrategia de identificación suficientemente creíble en esta literatura que tenga en cuenta los problemas de simultaneidad y omisión de variables que permita creer que sus estimaciones son estimaciones de efectos causales. Más aún, esta literatura reseñada presenta otras dificultades, dos de ellas debidas a la carencia de información y una debida a formas funcionales

---

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

ad hoc. En primer lugar, todos estos estudios se desarrollaron con información que cubría un período de crecimiento acelerado de la violencia homicida y de intensificación del conflicto armado interno y no durante su fuerte caída después de la implementación de la llegada al poder de Álvaro Uribe en 2002, y la consecuente implementación de la Política de Seguridad Democrática (2004-2007) y la Política de Consolidación (2007-2010); la violencia homicida presenta una dinámica creciente a partir de 1997 con una acelerada caída a partir de 2002 y un estancamiento desde 2005. La figura 1 muestra el número de homicidios totales de forma violenta debido a acciones criminales (eje izquierdo) y el número de homicidios de forma violenta en acciones propias del conflicto armado (eje derecho). Como se aprecia, la violencia asociada al conflicto, presenta una dinámica que no siempre sigue la del homicidio y en términos absolutos la violencia homicida ha sido en general entre 8 y 10 veces la violencia homicida atribuible al conflicto armado. En este sentido, los estudios que han abordado esta problemática en el pasado no usan información durante períodos de alta variación de la violencia homicida o el conflicto, por lo que se concentran en registrar un impacto negativo de la violencia y no de su reducción.

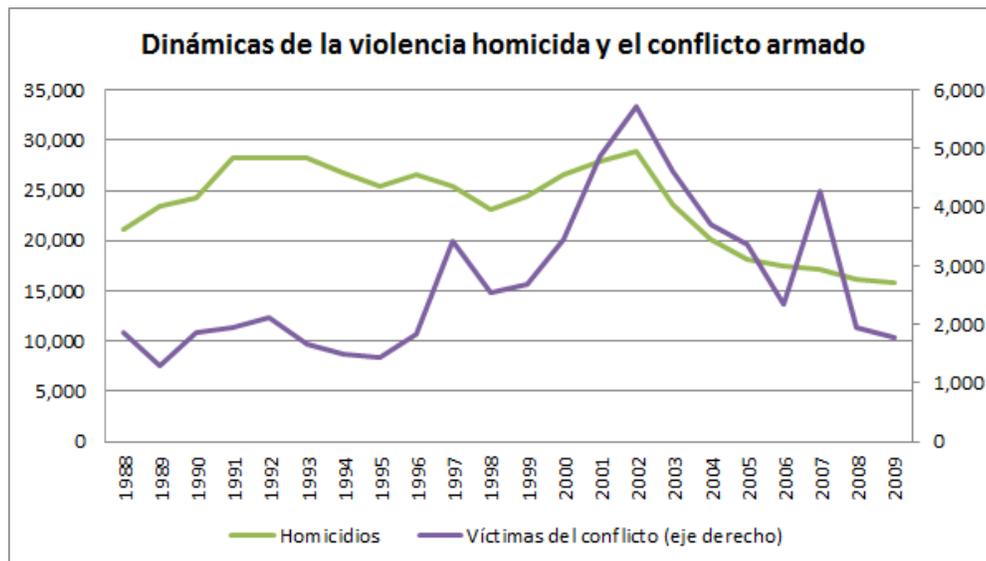


Figura 1. Datos de la Policía Nacional de Colombia y CERAC.

En segundo lugar, las fuentes de información utilizadas no necesariamente cuantifican la dinámica del conflicto en Colombia o discriminan por las formas de violencia: se trata aquí de señalar que en muchas ocasiones se utiliza como variable “proxy” el homicidio para medir indistintamente el conflicto armado o la violencia criminal, sin que se discrimine entre ambas y/o se estudie la compleja relación entre ambas.<sup>6</sup> Es evidente, claro está, que esta crítica no es posible de ser resuelta sin disponibilidad de información en una estimación que considere la presencia de ambos fenómenos de manera diferenciada. Uno de los aportes de este artículo es utilizar información diferenciada de violencia debido al conflicto armado y violencia homicida debido al crimen organizado. Con esto buscamos escapar al reduccionismo

<sup>6</sup> 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.

metodológico que busca establecer una identidad entre la violencia política, la violencia atribuible al conflicto armado interno, la violencia del crimen organizado e incluso la violencia por disputas comunales o exclusivamente interpersonales.

Finalmente, casi todos los trabajos en esta literatura no parten de un modelo estructural que dé cuenta de los potenciales canales de transmisión del impacto económico de la violencia homicida y el conflicto sobre el crecimiento económico lo cual limita su alcance y genera formas funcionales econométricas ad hoc cuando se intenta llevar a cabo alguna estimación. Precisamente esto 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.

### **3 Un Modelo Solow-Swan Modificado con Conflicto Armado y Crimen Organizado**

Utilizamos un modelo Solow-Swan (1956) para formalizar las relaciones teóricas que creemos pueden aparecer 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. En otro texto relacionado (Restrepo, 2009) se propone argumentalmente caracterizar de una forma simple la forma en que el conflicto violento y el crimen organizado afectan 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 una parte, 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: de control de la población, de ocupación del territorio, de dominio o cooptación institucional, o incluso de simple influencia, pero siempre buscando sesgar la toma de decisiones colectivas con el objeto de imponer sus preferencias en una decisión social:

"La parte subversiva...que busca hacerse al poder, busca establecer un orden institucional diferente, por ellos preferido y, por tanto, que favorezca sus intereses: lograr una partición territorial, desmontar un sistema represivo de una minoría o simplemente capturar el Estado para provecho de los miembros de la coalición que esa parte representa o dice representar"  
Restrepo (2009, pg. 284-285)

De otra parte, las organizaciones criminales desean típicamente apropiarse de rentas económicas para ser posteriormente distribuidas entre sus miembros siguiendo una estructura jerárquica o de red específica:

"En términos organizacionales, es típico de las empresas criminales el reparto de las rentas obtenidas en su accionar criminal de acuerdo con la jerarquía que se detenta en la organización y con el capital invertido en cada empresa criminal. Su aparato militar existe para atender

los propósitos disuasivos, extorsivos y de reputación de la violencia..." Restrepo (2009, pg. 284-285)

En este sentido, una guerrilla tiene como objetivo la destrucción de capital (que incluye capital humano) y trabajo para debilitar el gobierno al cual el grupo esta combatiendo por dominio político mientras que organizaciones criminales tienen como objetivo apropiarse de rentas económicas. Sin embargo, los grupos ilegales involucrados en un conflicto violento pueden degenerar en una organización criminal si sus objetivos de grupo mutan:

"... 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, ...para criminalizar su causa -porque es más rentable- .." Restrepo (2009, pg. 287)

En lo que sigue intentamos tomar esta caracterización simple del conflicto armado y organizaciones criminales en un modelo estándar de crecimiento como el modelo Solow-Swan y estudiar sus implicaciones.

### 3.1 Supuestos

Suponga que el trabajo disponible en la economía  $L_t$  en el tiempo  $t$  evoluciona de acuerdo a la siguiente ecuación

$$\left(\frac{\dot{L}_t}{L_t}\right) = \left(\frac{\dot{B}_t}{B_t}\right) - \left(\frac{\dot{D}_t}{D_t}\right) - \left(\frac{\dot{V}_t}{V_t}\right) - \left(\frac{\dot{H}_t}{H_t}\right) \quad (1)$$

donde la notación  $\left(\frac{\dot{X}_t}{X_t}\right)$  significa la tasa de crecimiento de  $X$  entendiendo el tiempo como una variable continua,  $\left(\frac{\dot{B}_t}{B_t}\right)$  denota la tasa de crecimiento de nacimientos,  $\left(\frac{\dot{D}_t}{D_t}\right)$  denota la tasa de crecimiento de mortalidad por causas naturales o accidentes,  $\left(\frac{\dot{V}_t}{V_t}\right)$  denota la tasa de crecimiento de homicidios a causa del conflicto armado y  $\left(\frac{\dot{H}_t}{H_t}\right)$  denota la tasa de crecimiento de los homicidios por causas criminales. Suponemos que en la ecuación (1) las tasas son respectivamente  $b$ ,  $d$ ,  $v(g_t)$  y  $h(g_t)$  donde  $g_t$  denota el gasto gubernamental en seguridad tal que  $v'(g_t) < 0$  y  $h'(g_t) < 0$ . Presumiblemente tanto  $b$  como  $d$  pueden depender de  $g_t$  en diversas formas. Sin embargo, tomamos  $b$  y  $d$  como dados para simplificar el análisis y por lo tanto la ecuación (1) termina siendo

$$\left(\frac{\dot{L}_t}{L_t}\right) = b - d - v(g_t) - h(g_t) \quad (2)$$

donde se supone que  $b > d + v(g_t) + h(g_t)$  que es consistente con la evidencia empírica que la población colombiana crece en el tiempo.

Suponemos que la función de producción de la economía viene representada por una función Cobb-Douglas donde una proporción de capital y trabajo son destruidos cada periodo por grupos que están involucrados en el conflicto armado

$$Y_t = ((1 - \phi_K(g_t)) K_t)^\alpha (A_t L_t (1 - \phi_L(g_t)))^{1-\alpha}$$

donde la función presenta rendimientos constantes a escala en  $K_t$  y  $L_t$ ,  $\alpha \in (0, 1)$  implica productos marginales positivos tanto en  $K_t$  y  $L$  como rendimientos marginales decrecientes; la proporción  $\phi_K(g_t) \in (0, 1)$  de capital se pierde en  $t$  al igual que la proporción  $\phi_L(g_t) \in (0, 1)$  de trabajo. Suponemos que  $\phi'_K(g_t) < 0$  y  $\phi'_L(g_t) < 0$  lo que significa que a mayor gasto en seguridad disminuyen estas proporciones.

Suponemos que el capital (que incluye capital humano) se acumula de acuerdo a la siguiente ecuación

$$\dot{K}_t = S_t - \delta K_t \quad (3)$$

donde  $\delta \in (0, 1)$  es la tasa de depreciación. Más aún suponemos que el ingreso fiscal es una fracción constante del ingreso y también que el ahorro es una fracción constante del ingreso

$$G_t = \tau Y_t; \quad S_t = s[(1 - \rho(g_t))(1 - \tau) Y_t] \quad (4)$$

donde  $s \in (0, 1)$  es la tasa de ahorro,  $\tau \in (0, 1)$  es la tasa tributaria que impone el gobierno al ingreso y  $\rho(g_t) \in (0, 1)$  es la fracción de ingreso que se le roba a la economía por organizaciones criminales, la cual llamamos la tasa de crimen al ingreso donde razonablemente suponemos  $\rho'(g_t) < 0$ . El término  $(1 - \rho(g_t))(1 - \tau) Y_t$  es el ingreso disponible luego de impuestos y crimen. Así el gasto gubernamental es una fracción constante del ingreso  $g_t \equiv \frac{G_t}{Y_t}$  tal que  $g_t = \tau$  para todo  $t$  debido al balance fiscal que suponemos tiene el gobierno.

Como en el modelo estándar de Solow-Swan suponemos que la productividad, denotada  $A_t$ , crece a la tasa constante  $x > 0$  tal que

$$\left( \frac{\dot{A}_t}{A_t} \right) = x. \quad (5)$$

Definimos el capital en unidades de eficiencia como  $k_t \equiv \frac{K_t}{A_t L_t}$  donde podemos reescribir la función de producción de la siguiente forma

$$\begin{aligned} Y_t &= A_t L_t \left[ (1 - \phi_K(g_t))^\alpha (1 - \phi_L(g_t))^{(1-\alpha)} \left( \frac{K_t}{A_t L_t} \right)^\alpha \right] \\ &= A_t L_t \Gamma(g_t) k_t^\alpha \end{aligned} \quad (6)$$

donde  $\Gamma(g_t) \equiv (1 - \phi_K(g_t))^\alpha (1 - \phi_L(g_t))^{(1-\alpha)}$ .

### 3.2 Solución del Modelo

Dividiendo la ecuación de acumulación de capital (3) por  $A_t L_t$  a ambos lados nos da

$$\frac{\dot{K}_t}{A_t L_t} = \frac{S_t - \delta K_t}{A_t L_t}. \quad (7)$$

Nótese que

$$\left( \frac{\dot{K}_t}{A_t L_t} \right) = \frac{\dot{K}_t}{A_t L_t} - k_t \left( \frac{\dot{A}_t L_t}{A_t L_t} \right) \quad (8)$$

por tanto al incluir esto en la ecuación (7), reordenando y utilizandola definición  $c_L(g_t) \equiv v(g_t) + h(g_t)$  obtenemos

$$\dot{k}_t = \frac{S_t}{A_t L_t} - [\delta + x + b - d - c_L(g_t)] k_t.$$

Reemplazando  $g_t = \tau$  y utilizando las ecuaciones (4) y (6) obtenemos la ecuación fundamental de transición

$$\begin{aligned} \dot{k}_t &= s(1 - \rho(\tau))(1 - \tau) \left[ (1 - \phi_K(\tau))^\alpha (1 - \phi_L(\tau))^{(1-\alpha)} \right] k_t^\alpha \\ &\quad - [\delta + x + b - d - c_L(\tau)] k_t. \end{aligned} \quad (9)$$

Recordemos que un estado estacionarios es una situación en que  $\dot{k}_t = 0$  para todo  $t$ , lo que define los niveles de *largo plazo* de capital ( $k^*$ ) y producto ( $y^*$ ) en unidades de eficiencia

$$k^* = \left[ \frac{s(1 - \rho(\tau))(1 - \tau) (1 - \phi_K(\tau))^\alpha (1 - \phi_L(\tau))^{(1-\alpha)}}{\delta + x + b - d - c_L(\tau)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (10)$$

$$y^* = (1 - \phi_K(g_t))^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (1 - \phi_L(g_t)) \left[ \frac{s(1 - \rho(\tau))(1 - \tau)}{\delta + x + b - d - c_L(\tau)} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (11)$$

donde se ha utilizado  $y \equiv \frac{Y_t}{A_t L_t} = \Gamma(g_t) k_t^\alpha$ . Además, el consumo agregado se define en esta economía como  $C_t = Y_t - S_t = [1 - s(1 - \rho)(1 - \tau)] Y_t$  y por tanto en unidades de eficiencia viene dado por

$$c^* = [1 - s(1 - \rho(\tau))(1 - \tau)] y^*. \quad (12)$$

### 3.3 Estática Comparativa Sobre Niveles de Largo Plazo

Como se puede apreciar en las ecuaciones (11) y (12), el conflicto armado y el crimen organizado, representados por las variables  $\phi_K(\tau)$ ,  $\phi_L(\tau)$  y  $\rho(\tau)$ , reducen tanto el capital como el producto en unidades de eficiencia. Como cada variable de estas depende negativamente de  $\tau$  entonces un aumento en seguridad, en principio, ahorra marginalmente a la economía capital, trabajo e ingreso. Sin embargo, nótese que un aumento tributario de  $\tau$  también reduce el ingreso de la economía lo que implica un efecto ambiguo en el capital, trabajo e ingreso. Para ver esto tómesese logaritmos a ambos lados de la ecuación (11) lo que genera

$$\ln y^* = \ln(1 - \phi_L(\tau)) + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \left\{ \begin{aligned} &\ln s + \ln(1 - \tau) + \ln(1 - \rho(\tau)) + \\ &\ln(1 - \phi_K(\tau)) - \ln[\delta + x + b - d - c_L(\tau)] \end{aligned} \right\} \quad (13)$$

la cual al diferencia con respecto a  $\tau$  obtenemos

$$\frac{\partial \ln y^*}{\partial \tau} = - \left( \frac{\phi'_L(\tau)}{1 - \phi_L(\tau)} \right) - \left( \frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) \left[ \begin{aligned} &\frac{1}{1 - \tau} - \frac{\rho'(\tau)}{1 - \rho(\tau)} + \\ &-\frac{\phi'_K(\tau)}{1 - \phi_K(\tau)} - \frac{c'_L(\tau)}{\delta + x + b - d - c_L(\tau)} \end{aligned} \right].$$

Esta expresión es positiva si se cumple la siguiente condición

$$-\frac{(1 - \alpha)\phi'_L(\tau)}{\alpha(1 - \phi_L(\tau))} - \frac{\phi'_K(\tau)}{1 - \phi_K(\tau)} - \frac{c'_L(\tau)}{\delta + x + b - d - c_L(\tau)} > \frac{1}{1 - \tau} - \frac{\rho'(\tau)}{1 - \rho(\tau)} \quad (14)$$

dado los supuestos  $\delta + x > 0$ ,  $b - d - c_L(\tau) > 0$ ,  $c'_L(\tau) < 0$ ,  $\phi'_L(\tau) < 0$ ,  $\phi'_K(\tau) < 0$  y  $\rho'(\tau) < 0$ . Esto significa que si la disminución en  $\phi'_L(\tau) < 0$ ,  $\phi'_K(\tau) < 0$  y  $\rho'(\tau)$  no es lo suficientemente fuerte al aumentar  $\tau$  para financiar la seguridad entonces  $\frac{\partial \ln y^*}{\partial \tau} \leq 0$ . Más aún, tomando logaritmo en la ecuación (12) obtenemos

$$\ln c^* = \ln [1 - s(1 - \rho(\tau))(1 - \tau)] + \ln y^*$$

y al diferenciar con respecto a  $\tau$  obtenemos

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln c^*}{\partial \tau} &= \frac{s[\rho(\tau) - 1 - \rho'(\tau)(1 - \tau)]}{1 - s(1 - \rho(\tau))(1 - \tau)} - \left( \frac{\phi'_L(\tau)}{1 - \phi_L(\tau)} \right) \\ &\quad - \left( \frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) \left[ -\frac{\frac{1}{1 - \tau} - \frac{\rho'(\tau)}{1 - \rho(\tau)} + \frac{c'_L(\tau)}{\delta + x + b - d - c_L(\tau)}}{1 - \phi(\tau)} \right] \end{aligned}$$

el cual es una expresión positiva si

$$\begin{aligned} &\frac{(1 - \alpha)s[\rho(\tau) - 1 - \rho'(\tau)(1 - \tau)]}{\alpha[1 - s(1 - \rho(\tau))(1 - \tau)]} - \left( \frac{(1 - \alpha)\phi'_L(\tau)}{\alpha(1 - \phi_L(\tau))} \right) \\ &+ \left[ -\frac{\phi'_K(\tau)}{1 - \phi_K(\tau)} - \frac{c'_L(\tau)}{\delta + x + b - d - c_L(\tau)} \right] \\ &> \frac{1}{1 - \tau} - \frac{\rho'(\tau)}{1 - \rho(\tau)}. \end{aligned} \tag{15}$$

De nuevo un aumento en  $\tau$  no está asociado con que  $\frac{\partial \ln c^*}{\partial \tau} > 0$  a menos que esta desigualdad anterior se satisfaga. Esto significa que si la seguridad no disminuye lo suficiente  $\phi'_L(\tau) < 0$ ,  $\phi'_K(\tau) < 0$  y  $\rho'(\tau)$  con un aumento en  $\tau$  entonces  $\frac{\partial \ln c^*}{\partial \tau} \leq 0$ . Intuitivamente, si un incremento en  $\tau$  no es suficientemente efectivo en disminuir las pérdidas por el conflicto armado y organizaciones criminales entonces puede terminar reduciendo los niveles logarítmicos de capital, producto y consumo de largo plazo. Esto explica porque un incremento en seguridad financiado con incrementos tributarios puede generar un efecto ambiguo en la economía.

## 4 Parte Empírica

El modelo modificado de Solow-Swan desarrollado arriba nos permite llegar a una ecuación empírica estimable. Para esto seguimos el razonamiento de Mankiw-Romer-Weil quienes argumentan que si las relaciones de largo plazo de las variables se cumplen de acuerdo a la ecuación (13) entonces durante la transición hacia el estado estacionarios estas relaciones se deben satisfacer. Por tanto, tómesese la ecuación (13) y considérese ésta durante la transición cuando reemplazamos  $\ln y^*$  por  $\ln \left( \frac{Y_t}{L_t} \right) - \ln A_t$

$$\begin{aligned} \ln \left( \frac{Y_t}{L_t} \right) - \ln A_t - \ln(1 - \phi_L(\tau)) &= \left( \frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) \ln(1 - \rho(\tau)) \\ &+ \left( \frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) \ln(1 - \phi_K(\tau)) + \left( \frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) \ln s \\ &+ \left( \frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) \ln(1 - \tau) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln[\delta + x + b - d - c_L(\tau)] \end{aligned} \tag{16}$$

De la ecuación (5) obtenemos

$$A_t = A_0 e^{xt}$$

que al reemplazarse en (16) genera

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) - \ln(1 - \phi_L(\tau)) &= \ln A_0 + xt + \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha}\right) \ln(1 - \rho(\tau)) \\ &+ \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha}\right) \ln(1 - \phi_K(\tau)) + \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha}\right) \ln s \\ &+ \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha}\right) \ln(1 - \tau) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln[\delta + x + b - d - c_L(\tau)] \end{aligned} \quad (17)$$

Como en mucha de la literatura sobre crecimiento económico los datos con los que empíricamente se cuenta no son exactamente lo que uno quisiera tener como medidas de las variables teóricas  $s$ ,  $\rho$ ,  $\tau$ ,  $\phi_K$ ,  $\phi_L$  y  $c_L$ . Sin embargo, los datos que tenemos nos permiten obtener unas variables proxi que nos permiten estimar la ecuación (17) empíricamente. En lo que sigue postulamos diferentes supuestos sobre la naturaleza de las variables proxi que utilizamos para nuestros propósitos empíricos.

#### 4.1 Variables Proxi

Utilizamos el PIB per cápita del department  $i$  en el año  $t$  (base 2005) como la medida de  $\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)$ , además utilizamos  $\ln P_{it} - \ln P_{it-1}$  como la medida de  $\tilde{n}_{it} \equiv (b - d)_{it}$  donde  $P_{it}$  denota la población del departamento  $i$  en el año  $t$  neto de homicidios relacionados con crimen y conflicto armado. Hacemos dos supuestos paramétricos como en Mankiw-Romer-Weil (1992): suponemos  $\delta + x = 0.05$  y que  $\ln A_{i0} = a + \varepsilon_{i0}$  donde  $a$  es una constante y  $\varepsilon_{i0}$  es un choque idiosincrático para el departamento  $i$  en el año 0.

Nótese que idealmente uno quisiera utilizar como medida de  $\rho_i$

$$\hat{\rho}_i = \frac{\sum_{j=1}^{N_i} w_{ji}}{PIB_i} \quad (18)$$

donde  $j = 1, \dots, N_i$  denota el individuo  $j$  en el departamento  $i$  que es una víctima del crimen (e.g. robado, secuestrado, extorsionado) mientras  $w_{ji}$  denota el ingreso que el individuo  $j$  en el departamento  $i$  pierde por este delito. La medida  $\hat{\rho}_i$  sería la proporción del ingreso entregado al crimen organizado relativo al PIB del departamento  $i$ . Desafortunadamente no observamos ninguna medida de  $w_{ji}$  y nos vemos obligados a recurrir a cuantificar en promedio lo que cuesta un secuestro. Para ello utilizamos la cuantificación de los costos del secuestro reportados por Alvarez y Rettberg (2008). Estos autores reportan los pagos agregados por rescates de secuestros 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 cuanto se pagó en promedio por secuestro. 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: costo en angustia de la víctima y su

familia.<sup>7</sup> Dividimos este valor por el salario mínimo anual en millones de pesos del 2005 (i.e. 0.576841), que es el año base que utilizamos, lo que implica que cada secuestro cuesta en promedio 9 veces el salario mínimo anual vigente en estos años. Usamos este valor variando el salario mínimo anual vigente a precios constantes del 2005 para valorar cada secuestro en los departamentos de Colombia entre 1988 y 2009. Así, la medida proxi que usamos para el departamento  $i$  en el año  $t$  es

$$\tilde{\rho}_{it} = \frac{9 * w_t^{\min r} Sec_{it}}{PIB_{it}} \quad (19)$$

donde  $Sec_{it}$  denota el número de casos de secuestros en el departamento  $i$  en año  $t$ ,  $w_t^{\min r}$  denota el salario mínimo real en millones de pesos en Colombia en el año  $t$  y  $PIB_{it}$  denota el producto interno bruto real del departamento  $i$  en el año  $t$  en millones de pesos de 2005. Como esta medida es una variable proxi parece razonable que haya error de medición relativo a la medida ideal (18). Esto lo debemos tener presente al momento de la estimación lo que nos motiva a utilizar la siguiente medida de  $(1 - \rho)$  para el departamento  $i$  en el año  $t$

$$1 - \tilde{\rho}_{it} = \left( 1 - \frac{9 * w_t^{\min r} * Sec_{it}}{PIB_{it}} \right) \varepsilon_{it}^{\rho}$$

donde  $\varepsilon_{it}^{\rho} > 0$  es un error de medición que captura las variaciones en  $9 * w_t^{\min r} S_{it}$  para el departamento  $i$  en el año  $t$  tal que  $E(\varepsilon_{it}^{\rho}) = \mu_{\varepsilon^{\rho}} > 0$  y conjeturamos presumiblemente que  $corr(\varepsilon_{it}^{\rho}, (\frac{Y}{L})_{it}) > 0$ .

La medida utilizada para estimar  $\phi_K$  tampoco es la ideal. Nótese que la medida ideal sería la siguiente

$$\hat{\phi}_{Ki} = \frac{\sum_{f=1}^{F_i} r K_{if}}{PIB_i}$$

donde  $f = 1, \dots, F_i$  denota la firma  $f$  (pública o privada) del departamento  $i$  que pierde el capital  $K_{if}$ , valorado en el mercado al precio  $r > 0$ , siendo el numerador el total del valor del capital perdido por el ataque del grupo armado que desea destruir la infraestructura de la economía. Idealmente este valor se dividiría por el PIB del departamento  $i$  para obtener la proporción  $\hat{\phi}_{Ki}$ . Desafortunadamente, no observamos ni  $r$  ni  $K_{if}$  y por tanto debemos proponer una medida proxi para  $1 - \phi_{Ki}$  que no es la ideal pero que nos sirva para la estimación. Siguiendo de nuevo a Alvarez y Rettberg (2008) utilizamos lo que reportan en pérdidas entre 1996 y 2004 por ataques unilaterales y que asciende a 828670 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 749666 millones de pesos (2005). Utilizamos luego el número de ataques unilaterales que reporta CERAC para estos años para obtener un estimativo de lo que costó cada acto violento en promedio y que terminó siendo 92.31 millones de pesos del 2005. Esto corresponde a 160 veces el salario mínimo real vigente a precios de 2005.<sup>8</sup> Así, la medida que usamos para estimar

<sup>7</sup> 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 simple donde a la víctima se le quita el efectivo que lleva más lo que se obtiene de sacar 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 mas 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.

<sup>8</sup> 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.

$1 - \phi_{Ki}$  es la siguiente

$$1 - \tilde{\phi}_{K_{it}} = \left( 1 - \frac{160 \times w_t^{\min r} \times Atq_{it}}{PIB_{it}} \right) \varepsilon_{it}^K$$

donde  $Atq_{it}$  denotan el número de actos terroristas en el departamento  $i$  en el año  $t$ ,  $w_t^{\min r}$  denota el salario mínimo real en millones de pesos en Colombia en el tiempo  $t$  y  $PIB_{it}$  denota el producto interno bruto real del departamento  $i$  en el año  $t$  en millones de pesos de 2005. De nuevo el término  $\varepsilon_{it}^K$  es un error de medición que entra de forma multiplicativa tal que  $E(\varepsilon_{it}^K) = \mu_{\varepsilon^K} > 0$ . Al igual que con la variable proxy para  $\rho$  existen razones que nos hacen creer que el error de medición está positivamente correlacionado con el ingreso per cápita dado que departamentos con mayor ingreso tendrían mejor nivel de infraestructuras que a su vez costarían más arreglar i.e.  $corr(\varepsilon_{it}^K, (\frac{Y}{L})_{it}) > 0$ .

Por otra parte, nuestra medida proxy para  $1 - \phi_{Li}$  es cercana a la medida ideal dado que utilizamos

$$1 - \tilde{\phi}_{L_{it}} = \left( 1 - \frac{\text{\#victimas de homicidios por Actores del Conflicto}_{it}}{\text{Población}_{it}} \right)$$

donde  $\tilde{\phi}_{L_{it}}$  corresponde precisamente a la fracción de la población en el departamento  $i$  en el año  $t$  que mueren por ataques de los diferentes actores del conflicto (tanto victimizaciones de la guerrilla como de grupos paramilitares).

Utilizamos las siguientes medidas de  $s$  y  $\tau$  para el departamento  $i$  en el año  $t$

$$\begin{aligned} \tilde{s}_{it} &= \left( \frac{\text{Formación Capital Fijo Gobierno Departamental}_{it}^{\text{base 2005}}}{PIB_{it}} \right) \\ 1 - \tilde{\tau}_{it} &= \left( 1 - \frac{\text{Gasto Gobierno Departamental}_{it}^{\text{base 2005}}}{PIB_{it}} \right) \end{aligned} \quad (20)$$

las cuales parecen ser medidas cercanas a las ideales. Finalmente, las medidas que utilizamos para  $v(\tau)$  y  $h(\tau)$  son medidas cercanas a las ideales excepto por algún error de reporte el cual se eliminaría si es un error constante en el tiempo

$$\begin{aligned} \tilde{h}_{it} &= \ln \left( \frac{\text{\#homicidios por crimen}_{it}}{\text{Población}_{it}} \right) - \ln \left( \frac{\text{\#homicidios por crimen}_{it-1}}{\text{Población}_{it-1}} \right) \\ \tilde{v}_{it} &= \ln \left( \frac{\text{\#victimas de homicidios por Actores del Conflicto}_{it}}{\text{Población}_{it}} \right) \\ &\quad - \ln \left( \frac{\text{\#victimas de homicidios por Actores del Conflicto}_{it-1}}{\text{Población}_{it-1}} \right) \end{aligned}$$

donde "#homicidios por crimen" corresponde a homicidios que no fueron perpetrados por grupos armados sino que fueron homicidios criminales, mientras que "#victimas de homicidios por Actores del Conflicto" corresponde a homicidios perpetrados por grupos armados (guerrilla y paramilitares) en el departamento  $i$  en el año  $t$ . Finalmente, utilizamos como medida de  $c_L(\tau)$  la siguiente medida

$$\tilde{c}_{L_{it}} = \tilde{h}_{it} + \tilde{v}_{it}$$

para el departamento  $i$  durante el año  $t$ .

## 4.2 Especificación Empírica

Reemplazamos las variables proxy definidas hasta ahora en la ecuación (17) y obtenemos la especificación empírica siguiente para un panel de datos a nivel departamental  $i = 1, \dots, 33$  durante el periodo  $t = 1989, \dots, 2009$

$$\begin{aligned} \ln \left( \frac{Y}{L} \right)_{it} - \ln \left( 1 - \tilde{\phi}_{L_{it}} \right) &= \beta_0 + \delta_1 d90_t + \dots + \delta_{21} d09_t \\ &+ \beta_1 \ln(1 - \tilde{\rho}_{it}) + \beta_2 \ln(1 - \tilde{\phi}_{K_{it}}) \\ &+ \beta_3 \ln \tilde{s}_{it} + \beta_4 \ln(1 - \tilde{\tau}_{it}) \\ &+ \beta_5 \ln[\delta + x + \tilde{n}_{it} - \tilde{c}_{L_{it}}] + \eta_i + u_{it} \end{aligned} \quad (21)$$

donde  $\beta_0 \equiv \ln A_0 + E(\varepsilon_{i0} + \beta_1 \ln \varepsilon_{it}^p + \beta_2 \ln \varepsilon_{it}^K)$ ,  $\beta_i \equiv \frac{\alpha}{1-\alpha}$  para  $i = 1, \dots, 4$ ,  $\beta_5 \equiv -\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)$ ,  $u_{it} \equiv \varepsilon_{i0} + \beta_1 \ln \varepsilon_{it}^p + \beta_2 \ln \varepsilon_{it}^K - E(\varepsilon_{i0} + \beta_1 \ln \varepsilon_{it}^p + \beta_2 \ln \varepsilon_{it}^K)$ . Los términos  $dX_t$  representan dummies de tiempo desde 1990 a 2009 tomando 1989 como el año base las cuales son proxies de la tendencia lineal de tiempo  $xt$ ,  $\eta_i$  es un efecto fijo departamental que captura las diferencias geográficas constantes en el tiempo (entre otras características constantes en el tiempo) a través de departamentos y  $u_{it}$  es un error idiosincrático. De acuerdo a lo argumentado arriba creemos que pueden haber estimaciones inconsistentes positivas en la estimación de  $\beta_1$  and  $\beta_2$  por los errores de medición de las variables proxy utilizadas.

## 5 Datos

Los datos panel a nivel departamental para este artículo provienen de diferentes fuentes, las cuales han sido recopiladas en fuentes primarias por los autores de acuerdo a la tabla 1 donde se reporta además el periodo compilado.

Variable	Fuente	Periodo
Producto Interno a nivel departamental (base 2005)	Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE),	1960-2009
Población a nivel departamental incluyendo Bogotá	Censo 1985 DANE reportado en DNP y Censo 2005 DANE	1960-2009
Número de casos de Secuestro y Extorsión a nivel departamental incluyendo Bogotá	Departamento de Policía Nacional	1988-2009
Homicidios a nivel departamental incluyendo Bogotá	Departamento de Policía Nacional	1988-2009
Homicidios atribuidos al Conflicto Armado a nivel departamental incluyendo Bogotá	Centro de Recursos para el Análisis de Conflicto (CERAC)	1988-2009
Ataques de la Guerrilla a nivel departamental incluyendo Bogotá	CERAC	1988-2009
Formación Capital Fijo Gobierno y Gasto del Gobierno a nivel departamental incluyendo Bogotá (base 2005)	Departamento Nacional de Planeación	1984-2009

Tabla 1 Fuentes

El PIB real nacional se calculó utilizando con base en 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 al 2009), y usar los censos de 1973 y 1985, para completar los datos faltantes desde 1960 a 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. La base de datos se construyó originalmente para el periodo 1960 a 2009, aunque al final no se obtuvo información disponible de variables clave como el número de ataques unilaterales y las víctimas del conflicto armado antes del año 1988. Esto limitó el periodo de análisis a menos de la mitad de lo que originalmente se tenía planeado y el análisis se realiza para el periodo 1988 a 2009.

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
Promedio	8.958	1.194.287	715	85	49	53	22	0	1
Desviación estándar	14.730	1.403.539	1.183	110	56	60	26	0	1
Máximo	73.426	6.100.000	6.097	636	299	327	143	1	3
Mínimo	99,83	29.873	5,57	0	0	1	0	0,02	0,19

Tabla 2a Estadísticas Descriptivas en niveles para el periodo 1988-2009

La tabla 2a reporta las estadísticas descriptivas de las variables en niveles que se utilizan en el ejercicio empírico para el periodo 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 periodo de estudio. Esto se corrobora con la tabla 2b.

Variable	Variación	Promedia	Desv. Estándar	Mínimo	Maximo	Observaciones
ln(Y/L)-ln(1-φL)	Total	-5.1633	0.5111	-6.2062	-3.1107	N=666
	Entre Departamentos		0.4762	-5.9458	-3.9551	n=33
	Entre Periodos		0.2136	-6.0659	-4.1407	T = 20.18
ln(1-ρ)	Total	-0.0468	0.0989	-2.0734	0	N=725
	Entre Departamentos		0.0396	-0.1572	-0.0007	n=33
	Entre Periodos		0.0908	-1.9855	0.1059	T = 21.97
ln(1-φK)	Total	-0.4244	0.6264	-5.5654	0	N=575
	Entre Departamentos		0.3657	-1.3914	0	n=33
	Entre Periodos		0.5361	-4.5985	0.9669	T=17.42
ln(1-τ)	Total	-0.6194	0.6633	-5.7996	-0.0222	N=629
	Entre Departamentos		0.3354	-1.4611	-0.1967	n=33
	Entre Periodos		0.5795	-4.9578	0.8090	T=19.06
ln(s)	Total	-2.7094	1.4892	-7.8514	1.2123	N=624
	Entre Departamentos		0.9864	-4.3909	-0.8400	n=33
	Entre Periodos		1.1247	-6.9904	0.0573	T = 18.90
ln(d+x+n+cl)	Total	0.1033	0.9611	-4.1122	3.8487	N=591
	Entre Departamentos		0.2421	-0.1536	1.3732	n=31
	Entre Periodos		0.9551	-4.1101	4.1056	T = 19.06

Tabla 2b Estadísticas del Panel

La tabla 2b muestra las variables logarítmicas que se utilizan en la estimación de la ecuación estructural (21). Como se puede apreciar el panel de datos esta desbalanceado porque el total de observaciones de cada variable es el número de observaciones a nivel departamental  $n$  y el número de periodos disponibles  $T$  donde  $N = nT$ . La tabla muestra que  $N$  no coincide para las variables donde el valor más grande es 725 y el más pequeño 575. También se aprecia el valor promedio, desviación estándar, mínimo y máximo de cada variable logarítmica. En particular se reporta la descomposición en la variación de cada variable entre departamentos y a través del tiempo. Como se puede apreciar en la tabla 2b la desviación estándar de las variables logarítmicas es en general mayor entre periodos que entre departamentos lo cual es conveniente para estimar el modelo por medio de una estimación de efectos fijos que utiliza precisamente la variación entre periodos ya que elimina lo que es constante en el tiempo a través de departamentos.

Al final se utilizan solo 427 observaciones que provienen de 29 departamentos y 14.74 periodos del panel debido a que algunas comisarías como Amazonas, Guainía, Guaviare, Vaupés y Vichada tienen en promedio, para el periodo de estudio, una proporción del gasto gubernamental relativo al PIB mayor a uno lo que genera que estas comisarías no se pueden utilizar en los ejercicios empíricos debido a que la medida utilizada para  $1 - \tilde{\tau}_{it}$ , (el logaritmo del valor unitario menos la proporción del gasto relativa al PIB) no está definido en estos casos. Esto nos limita en utilizar únicamente 29 departamentos (incluyendo intendencias y comisarías así como a Bogotá como un departamento aparte de Cundinamarca) en las estimaciones empíricas que se reportan en la siguiente sección.

## 6 Resultados

Con una base de datos panel (desbalanceado) se puede estimar la ecuación estructural (21) de diversas formas. Entre las formas más usuales se tiene mínimos cuadrados ordinarios agrupados, efectos fijos y efectos aleatorios. En microeconomía se prefiere usualmente la estimación del estimador de efectos fijos porque se requiere supuestos menos restrictivos de identificación. En particular, el estimador de efectos fijos no supone que el término  $\eta_i$  es independiente de los regresores como lo hace el estimador de efectos

aleatorios. De otra parte, el estimador de efectos fijos no supone que el término  $\eta_i$  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 satisface que  $\eta_i$  es independiente de los regresores entonces el estimador de efectos fijos es ineficiente asintóticamente (aunque consistente) relativo 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  $\eta_i$  es el mismo a través de departamentos, entonces el estimador de efectos fijos es inconsistente mientras que el estimador de mínimos cuadrados ordinarios agrupados sí 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<sup>9</sup>. 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 a los otros métodos de estimación.

De suma importancia es precisar que las estimaciones de los parámetros estructurales de la ecuación (21) pueden no representar efectos marginales *causales*, aunque uno quisiera que así fuera. Esto podría deberse a la falta de exogeneidad (débil o estricta dependiendo del tipo de estimador) de los regresores debido a 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 difícil de 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 condicionados por el PIB departamental, lo que de nuevo puede no darse en la realidad. Estas posibilidades significan que eventualmente el modelo puede estar mal especificado empíricamente relativo a un verdadero proceso generador de datos inobservado, 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 inobservado lo cual puede generar formas empíricas estimables diferentes a la que obtenemos en la ecuación (21).

---

<sup>9</sup>Wooldridge (2010, pg.287) define exogeneidad estricta en términos de expectativas condicionales. En un modelo de efectos fijos inobservados constantes en el tiempo esto significa que

$$E(y_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT}, c_i) = E(y_{it} | \mathbf{x}_{it}, c_i) = \mathbf{x}_{it}\beta + c_i$$

para  $t = 1, \dots, T$ . donde  $y_{it}$  es la variable dependiente en el tiempo  $t$  y unidad  $i$ ,  $\mathbf{x}_{it}$  es el vector de variables independientes en el tiempo  $t$  y unidad  $i$  y  $c_i$  es la heterogeneidad constante en el tiempo a través de las unidades  $i$ . La primera igualdad es la que da la interpretación de la exogeneidad estricta: una vez que  $\mathbf{x}_{it}$  y  $c_i$  se controlan entonces  $\mathbf{x}_{is}$  no tiene efecto parcial sobre  $y_{it}$  para  $s \neq t$ .

Estas limitaciones simplemente denotan la existencia de una falta de identificación de un efecto causal marginal como se entiende esto usualmente en la literatura microeconómica de evaluación de impacto basada en el modelo causal 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, 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 que aún 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.

## 6.1 Estimaciones

Volviendo a nuestro caso, como a priori no sabemos cuál es el método adecuado de estimación presentamos los diferentes estimativos correspondientes a los diferentes métodos de estimación con datos panel de la especificación empírica (21) en la tabla 3: estimativos de mínimos cuadrados ordinarios agrupados (MCOA) con y sin dummies de tiempo (especificaciones 1 y 2), estimativos de efectos fijos (EF) con y sin dummies de tiempo (especificaciones 3 y 4) y finalmente estimativos de efectos aleatorios (EA) con dummies de tiempo (especificación 5) que es un procedimiento de mínimos cuadrados generalizados bajo el supuesto de que la heterogeneidad departamental constante en el tiempo es independiente de los regresores. Debe notarse que el modelo estructural desarrollado es un modelo estático en el sentido de tener regresores contemporáneos sin rezagos de la variable dependiente como regresores. La tabla 3 reporta errores estándar con cluster a nivel departamental que son menos restrictivos que los errores estándar usuales homocedásticos porque permite que exista correlación entre observaciones en diferentes periodos para cada departamento.

Variable dependiente	ln(Y/L)-ln(1-φL)					Hausman
Variables independientes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	Prueba EF vs EA
	MCOA	MCOA	EF	EF	EA	Estadístico t: (4) vs (5)
ln(1-p)	1.275** [0.764]	2.326*** [0.696]	0.445*** [0.208]	0.366*** [0.189]	0.480*** [0.189]	-4.521+++
ln(1-φK)	0.077 [0.072]	0.041 [0.068]	0.047*** [0.024]	0.044*** [0.020]	0.043*** [0.021]	0.214
ln(1-τ)	0.125** [0.060]	0.167*** [0.074]	-0.004 [0.018]	0.070*** [0.040]	0.072*** [0.040]	-0.507
ln(s)	0.175*** [0.040]	0.204*** [0.050]	0.048*** [0.007]	0.018*** [0.007]	0.028*** [0.009]	-8.207+++
ln(d+x+n+cl)	-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. η <sub>i</sub>	-----	-----	0.456	0.480	0.201	
Desv. Est. u <sub>it</sub>	-----	-----	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<0.5, \* p<0.1

Significancia estadística a dos colas: +++ p<0.01, ++ p<0.5, + p<0.1

MCOA: estimación por mínimos cuadrados ordinarios agrupados;

EF: estimación por efectos fijos;

EA: estimación por efectos aleatorios (mínimos cuadrados generalizados) que supone heterogeneidad departamental es independiente de los regresores

Tabla 3: Regresiones

De importancia es señalar que los signos de los coeficientes coinciden (en general), a través de las diferentes especificaciones y métodos de estimación, con los signos que el modelo estructural (21) predice; lo cual permite establecer que el modelo estructural es consistente con los datos en cuanto a los signos de las predicciones empíricas. En lo que sigue describimos las pruebas estadísticas hechas para determinar la escogencia de la especificación empírica y las pruebas estadísticas sobre la magnitud de los coeficientes con respecto a la restricción crucial que genera el modelo estructural propuesto en la ecuación (21)  $\beta_i \equiv \frac{\alpha}{1-\alpha}$  para  $i = 1, \dots, 4$ ,  $\beta_5 \equiv -\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)$ .

La primera especificación de la tabla 3 reporta los estimativos de MCOA sin dummies de tiempo ni dummies de departamento la cual supone que el término  $\eta_i$  es igual a través de departamentos. La segunda especificación de la tabla 3 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 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  $\eta_i$  no es igual a través de departamentos, lo cual motiva la estimación por efectos fijos y efectos aleatorios.

La tercera especificación reportada en la tabla 3 es precisamente la estimación del modelo por EF sin incluir dummies de tiempo que luego se incluyen en la cuarta especificación. Haciendo una prueba estadística F, bajo el supuesto de homocedasticidad, para examinar la hipótesis nula que los coeficientes asociados a estas dummies de tiempo son iguales a cero da  $F = 7.25$  lo que permite rechazar al 5% de significancia estadística esta hipótesis nula. La quinta especificación de la tabla 3 corresponde a la estimación del modelo por efectos aleatorios que supone que los regresores son independientes del término

$\eta_i$  en cada periodo de tiempo. Siguiendo la prueba estadística del multiplicador de Lagrange propuesta por Breusch-Pagan (LMBP) para verificar la nula de que la varianza del término  $\eta_i$  es cero que en caso de rechazarse implica que MCOA no sería adecuado sino una estimación por EA. El estadístico LMBP da 1068 con un valor p menor a 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.

La tabla 3 reporta en la última columna los estadísticos t de las pruebas de Hausman entre la estimación por EF, de acuerdo a la especificación cuatro, y la estimación por EA, de acuerdo a la especificación cinco, para cada uno de los regresores de interés. Encontramos que se rechaza la hipótesis nula que los coeficientes son iguales en las dos especificaciones para tres de los cinco regresores al 5% de significancia estadística como se aprecia en la tabla 3. 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 coeficientes son iguales. Como es usual en la literatura microeconómica esto permite concluir que el estimador de EF es preferido al estimador de EA.

Por otra parte, nótese que la tabla 3 reporta errores estándar con cluster a nivel departamental (para todas las especificaciones) y no errores estándar homocedásticos. Para entender porque hicimos esto debemos recordarle al lector que Baltagi ha argumentado que en macro paneles (i.e. largo periodo de 20 a 30 años y un corto corte transversal), como en nuestro caso, la dependencia temporal en los residuales genera un problema de inferencia estadística serio, aunque éste no es necesariamente tan serio en micro paneles (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 periodo estudiado con la estimación por EF. El estadístico BPLM nos da 812 con un valor p menor a 0.001, lo que permite rechazar la nula y por tanto se concluye que existe dependencia serial a través de los departamentos<sup>10</sup>. Más aún, realizamos una prueba de heterocedasticidad al modelo de la cuarta especificación para verificar adicionalmente si errores estándar homocedásticos son apropiados. Utilizamos el estadístico de White para verificar heterocedasticidad el cual da un valor p menor a 0.001 lo que permite rechazar la nula de homocedasticidad en los residuales al 5% de significancia estadística. Estos hallazgos estadísticos justifican que se utilice en la inferencia estadística errores estándar robustos a la presencia de correlación serial y de heterocedasticidad que son los errores estándar bajo cluster a nivel departamental que se reportan. Todo lo encontrado da evidencia a favor de la estimación por EF de acuerdo a la cuarta especificación y por ende, esta es nuestra especificación preferida.

En términos de significancia práctica el modelo predice que la elasticidad del logaritmo del PIB departamental con respecto al crimen organizado y conflicto armado es del -0.36 y -0.04 respectivamente, lo cual refleja que estas predicciones son bastante inelásticas.

---

<sup>10</sup>Encontrar correlación serial en los residuales implica según Wooldridge (2010, pg. 194) que el modelo estimable no es dinámicamente completo lo que justifica los errores estándar cluster a nivel departamental.

## 6.2 Estimación por Efectos Fijos Restringidos

La tabla 4 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). La primera hipótesis que se prueba es si los coeficientes de los regresores de interés son conjuntamente cero. Como se observa en la tabla 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 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 5 coeficientes de interés y verifica si son consistentes con la predicción del modelo estructural e.g.  $\beta_i = \beta_j$  para  $i \neq j$ . Como se puede apreciar en la tabla 4 al 1% de significancia estadísticas no se rechaza ninguna de estas hipótesis nulas que se consideran, lo cual es bastante motivante. Sin embargo, un nivel de significancia estadística de 1% parece ser demasiado fuerte por tanto consideramos niveles más altos de 5% o 10% de significancia estadística. Con estos niveles sí se rechaza en algunos casos las hipótesis nulas de interés aunque en muchos casos el rechazo es bastante marginal.

Lo más importante de la tabla 4 radica en la última prueba ya que el modelo lo que realmente impone es una serie de restricciones a saber:  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_4 = -\beta_5$ . Como se observa en la tabla 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 dado que la prueba estadística tiene bastante potencia por el número de observaciones que se utilizan con los datos panel y uno hubiera esperado que se rechace estas restricciones teóricas. Este resultado soporta la visión que el modelo estructural es consistente con los datos para el caso colombiano entre 1988 y 2009.

Ho	q=grados de libertad	Estadístico Wald Robusto	Valor p
beta1=..=beta5=0	5	46.05	0.001
beta1 = beta2	1	2,55	0,11
beta1 = beta3	1	2,44	0,12
beta1 = beta4	1	3,10	0,08
beta1 = -beta5	1	3,31	0,07
beta2 = beta3	1	0,74	0,39
beta2 = beta4	1	2,90	0,09
beta2 = -beta5	1	4,48	0,03
beta3 = beta4	1	4,67	0,03
beta3 = -beta5	1	5,05	0,02
beta4 = -beta5	1	0,87	0,35
beta1=..=beta4=-beta5	10	13,33	0,20

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

Tabla 4: Pruebas Estadísticas

Dado este resultado final podemos estimar el valor del parámetro estructural  $\alpha$  de varias maneras dado que habría al menos 5 estimativos que nos permiten estimarlo. Sin embargo, la más simple es primero promediar los cinco estimativos que se obtienen en la especificación 4 de la tabla 3 para obtener  $\widehat{\frac{\alpha}{1-\alpha}} = \frac{0.366+0.044+0.07+0.018+0.006}{5} = 0.10$  lo que a su vez implica  $\widehat{\alpha} = \frac{0.1}{1.1} = 0.09$ . Recordemos que  $\alpha$  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

$1 - \hat{\alpha} = 0.91$  sea bastante grande. En términos de significancia práctica las estimaciones predicen que si la violencia debida a secuestros o ataques unilaterales de grupos al margen de la ley (e.g. la guerrilla) aumenta en un 10% entonces el PIB departamental se reduce en promedio en 1%.

### 6.3 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 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.<sup>11</sup> En el contexto del estimador de efectos fijos con datos panel el tipo de exogeneidad que es suficiente para poder argumentar que las estimaciones correspondientes son efectos marginales causales es la exogeneidad estricta. 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.

---

<sup>11</sup>Ver Wooldridge (2010) capítulos 7 y 10.

Variable dependiente	ln(Y/L)-ln(1-φL)	
	EF	
Variables independientes	(1)	(2)
ln(1-ρ)	0.292* (0.191)	0.313 (0.195)
ln(1-φK)	0.029* (0.015)	0.042*** (0.016)
ln(1-τ)	0.086*** (0.020)	0.054 (0.020)
ln(s)	0.018*** (0.007)	0.014*** (0.007)
ln(d+x+n+cl)	-0.005 (0.008)	-0.004 (0.008)
ln(1-ρ)+1	0.091 (0.206)	-----
ln(1-φK)+1	0.052*** (0.016)	-----
ln(1-τ)+1	0.009 (0.019)	-----
ln(s)+1	0.007 (0.007)	-----
ln(d+x+n+cl)+1	-0.007 (0.008)	-----
ln(1-ρ) x dU	-----	0.395 (0.481)
ln(1-φK) x dU	-----	-0.002 (0.031)
ln(1-τ) x dU	-----	0.047 (0.033)
ln(s) x dU	-----	0.016 (0.015)
ln(d+x+n+cl) x dU	-----	-0.007 (0.016)
Constante	-0.147** (0.109)	-0.001 (0.007)
Dummies de tiempo (1990-2009)	Si	Si
Efectos fijos departamentales	Si	Si
Wald robusto significancia conjunta	16.18	1.52
valor p	0.006	0.68
Observaciones	361	427
R-2 con variaciones temporales	0.465	0.447
R-2 con variaciones entre deptos	0.278	0.132
R-2 total	0.462	0.120
Desv. Est. η <sub>i</sub>	0	0.478
Desv. Est. u <sub>it</sub>	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<0.5, \* p<0.1

Tabla 5

Para ver esto considere el modelo estructural estimable de la ecuación (21) donde se le incluye adicionalmente un adelanto de los regresores de interés

$$\begin{aligned}
\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{it} - \ln\left(1 - \tilde{\phi}_{L_{it}}\right) &= \beta_0 + \delta_1 d90_t + \dots + \delta_{21} d09_t + \beta_1 \ln(1 - \tilde{\rho}_{it}) \\
&+ \beta_2 \ln\left(1 - \tilde{\phi}_{K_{it}}\right) + \beta_3 \ln \tilde{s}_{it} + \beta_4 \ln(1 - \tilde{\tau}_{it}) \\
&+ \beta_5 \ln[\delta + x + \tilde{n}_{it} - \tilde{c}_{L_{it}}] + \delta_1 \ln(1 - \tilde{\rho}_{it+1}) + \delta_2 \ln\left(1 - \tilde{\phi}_{K_{it+1}}\right) \\
&+ \delta_3 \ln \tilde{s}_{it+1} + \delta_4 \ln(1 - \tilde{\tau}_{it+1}) + \delta_5 \ln[\delta + x + \tilde{n}_{it+1} - \tilde{c}_{L_{it+1}}] \\
&+ \eta_i + u_{it}
\end{aligned} \tag{22}$$

bajo la nula de exogeneidad estricta debería verificarse  $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$ . La tabla 5 en la primera especificación reporta la estimación de la ecuación (22) por efectos fijos con errores estándar cluster a nivel departamental. Como se aprecia en la tabla los regresores con adelantos no son significativos estadísticamente excepto por el regresor  $\ln\left(1 - \tilde{\phi}_{K_{it+1}}\right)$  el cual lo es inclusive al 1%. El estadístico Wald robusto que verifica la nula de interés genera un valor p de 0.006 lo que implica que la nula de exogeneidad estricta de los regresores se rechaza al 1%. Esta evidencia soporta la conclusión que exogeneidad estricta no se tiene en el modelo estimable estructural (21) lo que da al traste con interpretar causalmente los estimativos de la especificación 4 de la tabla 3. Por tanto, estos estimativos deben a lo sumo interpretarse como predicciones.<sup>12</sup>

#### 6.4 El gobierno de la Política de Seguridad Democrática: Álvaro Uribe (2002-2010)

Finalmente en esta sección utilizamos nuestro modelo para estudiar si la relación entre crecimiento, conflicto armado y crimen organizado cambió estadísticamente en los años del gobierno de Alvaro Uribe Vélez en el periodo en que tenemos datos (2002-2009). Es conocido que a partir de mediados del 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."<sup>13</sup> 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."<sup>14</sup> 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 la Autodefensas Unidas de Colombia

<sup>12</sup>El no poder verificar exogeneidad estricta en el modelo de efectos fijos no implica que los estimadores no sean consistentes ya que la condición es suficiente pero no necesaria. Por tanto, la consistencia de los estimadores por efectos fijos puede tenerse aunque no necesariamente.

<sup>13</sup>Ministerio de Defensa (2003).

<sup>14</sup>Idem.

(AUC), la entrada en vigor del componente antinarcóticos militar del Plan Colombia y el Plan Nacional de Consolidación (2007-2010), entre otros. Como ya se había notado, en la figura 1 se nota un descenso de la violencia homicida y del conflicto luego del año 2002, que coincide con el inicio del período del gobierno de Uribe. Se ha argumentado que este esfuerzo contrainsurgente combinado con el esfuerzo antinarcóticos y la misma desmovilización y el desarme paramilitar (Muggah y Restrepo, 20010, Nussio, 2012) en cada caso, han sido responsables de una importante mejora en las condiciones de seguridad y de ingreso nacional. Se esperaría que las políticas e intervenciones que operaron en este periodo, 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. Es importante señalar de nuevo, que aunque no podamos argumentar un efecto causal marginal de las políticas del gobierno Uribe si podemos examinar estadísticamente si en esos años cambió la relación estadística entre crecimiento, conflicto armado y crimen organizado. Para esto utilizamos una estimación por efectos fijos del siguiente modelo

$$\begin{aligned}
\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{it} - \ln\left(1 - \tilde{\phi}_{L_{it}}\right) &= \beta_0 + \delta_1 d90_t + \dots + \delta_{21} d09_t + \beta_1 \ln(1 - \tilde{\rho}_{it}) \\
&+ \beta_2 \ln\left(1 - \tilde{\phi}_{K_{it}}\right) + \beta_3 \ln \tilde{s}_{it} + \beta_4 \ln(1 - \tilde{\tau}_{it}) \\
&+ \beta_5 \ln[\delta + x + \tilde{n}_{it} - \tilde{c}_{L_{it}}] + \delta_1 \ln(1 - \tilde{\rho}_{it+1}) \times dU_t \\
&+ \delta_2 \ln\left(1 - \tilde{\phi}_{K_{it+1}}\right) \times dU_t + \delta_3 \ln \tilde{s}_{it+1} \times dU_t \\
&+ \delta_4 \ln(1 - \tilde{\tau}_{it+1}) \times dU_t + \delta_5 \ln[\delta + x + \tilde{n}_{it+1} - \tilde{c}_{L_{it+1}}] \times dU_t \\
&+ \eta_i + u_{it}
\end{aligned} \tag{23}$$

donde se interactúan los regresores de interés con una variable dummy  $dU_t$  que toma el valor de uno en los años 2003 a 2009, cero en otro caso, debido a que Alvaro Uribe Vélez asume el poder tan sólo en agosto del 2002. Si en estos años hubo un cambio en los parámetros de interés se esperaría que  $\delta_1 > 0$ ,  $\delta_2 > 0$  y  $\delta_5 < 0$ . Para ello estimamos el modelo con errores estándar cluster a nivel departamental y verificamos la hipótesis nula  $\delta_1 = \delta_2 = \delta_5 = 0$  que es consistente con la idea de que durante el gobierno de Uribe hubo un cambio en la relación entre crecimiento, conflicto armado y crimen organizado. La tabla 5 reporta en la segunda especificación la estimación y el estadístico Wald para verificar la nula conjunta de interés. Como se aprecia en la tabla los regresores interactuados con la dummy  $dU$  no son estadísticamente significativos a ningún nivel de significancia y tienen signos en algunos casos contrarios a lo esperado. El estadístico Wald robusto para la nula  $\delta_1 = \delta_2 = \delta_5 = 0$  es 1.51 con valor p de 0.68 lo que significa que no se rechaza la nula ni al 68% de significancia estadística.<sup>15</sup> Concluimos que la relación estadística entre crecimiento económico, conflicto armado y crimen organizado *no* cambió en el período del gobierno de Uribe con respecto al periodo anterior (1988-2002).

<sup>15</sup>También se verificó la nula  $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$  con la misma conclusión i.e. ni al 10% de significancia estadística se rechaza.

## 7 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 utiliza un panel de datos desbalanceado a nivel departamental para Colombia en el periodo 1988 - 2009 para estimar la ecuación estructural estimable que se deduce del modelo teórico en el estado estacionario. Luego de realizar pruebas estadísticas auxiliares encontramos que la estimación por efectos fijos es la estimación más adecuada entre los otros métodos de estimación como mínimos cuadrados agrupados y efectos aleatorios. Más aún, en la estimación por efectos fijos los signos de los coeficientes tienen los esperados según el modelo teórico y no se rechaza estadísticamente las restricciones teóricas que el modelo estructural desarrollado implica lo que permite concluir que el modelo estimable estructural es compatible con los datos en el periodo 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 estructural estimable por efectos fijos que permitiría interpretar los coeficientes en forma de efectos marginales causales. Consecuente con esto se predice que la elasticidad del logaritmo del PIB departamental con respecto al conflicto armado y el crimen organizado es en promedio del -0.04 y -0.36 respectivamente. Sin embargo, estadísticamente no se rechaza la hipótesis de que los cinco coeficientes estimados del modelo estructural sean iguales (ni tan siquiera a un nivel de significancia del 10%): Al promediar los valores de los cinco estimativos permite obtener un estimativo que predice que un aumento de un 10% en el conflicto armado o en el crimen organizado está asociado estadísticamente a una reducción del 1% en el PIB departamental en promedio en el periodo estudiado. Finalmente encontramos que todos los estimativos son estadísticamente similares en el periodo del gobierno de Alvaro Uribe (2003-2009) relativo al periodo anterior (1988-2002).

Como investigación para el futuro se podría modificar el modelo estructural para permitir rezagos de la variable dependiente como regresor que permita controlar por la posible simultaneidad entre el PIB departamental, el conflicto armado, el crimen organizado así como con las decisiones de fertilidad de la población lo que presumiblemente da al traste con verificar estadísticamente exogeneidad estricta en el modelo estimable por efectos fijos.

## Bibliografía

- Alvarez, 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. Universidad de los Andes, Colombia Internacional, num. 67.
- Barro, R.J. (1997) *Determinants of Economic Growth*, The MIT Press.
- Barro, R.J. and X. Sala-i-Martin (1995) *Economic Growth*, McGraw-Hill Advanced Series in Economics.

- Cárdenas, M. (2007). "Economic Growth in Colombia: a Reversal of 'Fortune'?" . Ensayos sobre Política Económica, Vol. 25, No. 53, pp. 220-258.
- Echeverry, J.C., Salazar, N., Navas, V. (2001). "El conflicto colombiano en el marco internacional" en: Economía, Crimen y Conflicto, Comp. Astrid Martínez, Universidad Nacional de Colombia, 2001.
- González, L.H., 2012, Violencia homicida y conflicto armado en Colombia: 1998-2008: caracterización de la relación de largo plazo, documento sin publicar,
- GBAV, (2008). Global Burden of Armed Violence, Ginebra, Suiza.
- Mankiw, N. G., D. Romer y D. N. Weil (1992) "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107.
- Ministerio de Defensa (2003) "Política de Defensa y Seguridad Democrática".
- Muggah, R. y J. Restrepo. 2009. "Colombia's quiet demobilization. A security dividend?". Security and post-conflict reconstruction. Dealing with fighters in the aftermath of war. Oxon: Routledge: 30-46.
- Nussio, E. (2011) "Learning from Shortcomings – the Demobilization of Paramilitaries in Colombia". En: Journal Of Peacebuilding And Development v.6 fasc.2 p.88
- Parra, C. (1998). "Determinantes de la Inversión en Colombia: Evidencia sobre el Capital Humano y la Violencia", Revista Planeación y Desarrollo, N. 3, (julio-septiembre).
- 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", chapter in the book *Guerra y violencias en Colombia: herramientas e interpretaciones*, editores J.A. Restrepo y D. Aponte, 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, Universidad del Rosario.
- Rubio, M. (1995). "Crimen y crecimiento en Colombia". Coyuntura Económica. V. XXV, No. 1 (Marzo).
- Rubin, D.B. (1974). "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies", *Journal of Educational Psychology* 66, 688-701.
- 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.
- Swan, T.W. (1956) "Economic Growth and Capital Accumulation", *Economic Record*, 32.
- Vargas, J. (2003). "Conflicto interno y crecimiento económico en Colombia". Bogotá: Tesis peg, Universidad de los Andes.
- Wooldridge. J. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
- Zenteno, Y. (2007). "Conflicto y crecimiento del sector agropecuario". Bogotá: Tesis depec, Universidad de los Andes.