

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL  
SECUESTRO EN COLOMBIA

*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

Documentos de Trabajo No. 22  
2007



## ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA

*Mauricio Rubio\**  
*Daniel Vaughan\*\**

### INTRODUCCIÓN

La evolución del número de secuestros desde mediados de la década de los años sesenta<sup>1</sup>, presenta varias particularidades (gráfica 1). En un primer período, el secuestro se mantiene en niveles bajos, no presenta una tendencia definida y su comportamiento es relativamente estable. A principios de los ochenta se da una primera y leve aceleración del número total de secuestros así como una mayor variabilidad, presentando picos más pronunciados. Este comportamiento se hace más marcado a finales de los años ochenta, cuando se puede hablar de un primer *boom* de la actividad. Durante los primeros años de la década de los noventa, el secuestro no presenta tendencia alguna, fenómeno que se revierte a finales de la década, con otro marcado incremento. Desde los primeros años del nuevo milenio, se observa una clara tendencia a la baja.

En el cuadro 1 se presentan las estadísticas descriptivas de la serie de secuestro mensual por décadas, de donde surgen algunos comentarios. La media y varianza de las décadas de los años sesenta y setenta son muy similares; se presentaron menos de 5 secuestros mensuales en promedio y la desviación estándar es cercana a dos secuestros y medio. A partir de la década de los ochenta el secuestro aumenta tanto en su promedio mensual como en su varianza, tal como el análisis gráfico sugiere. En los años 90 el secuestro mensual alcanza su máximo, con un promedio y varianza mayores

---

\* Investigador de la Facultad de Economía de la Universidad Externado de Colombia, mauriorubiop@hotmail.com.com Este trabajo hace parte de un proyecto más amplio sobre secuestro en Colombia financiado por la Guggenheim Foundation.

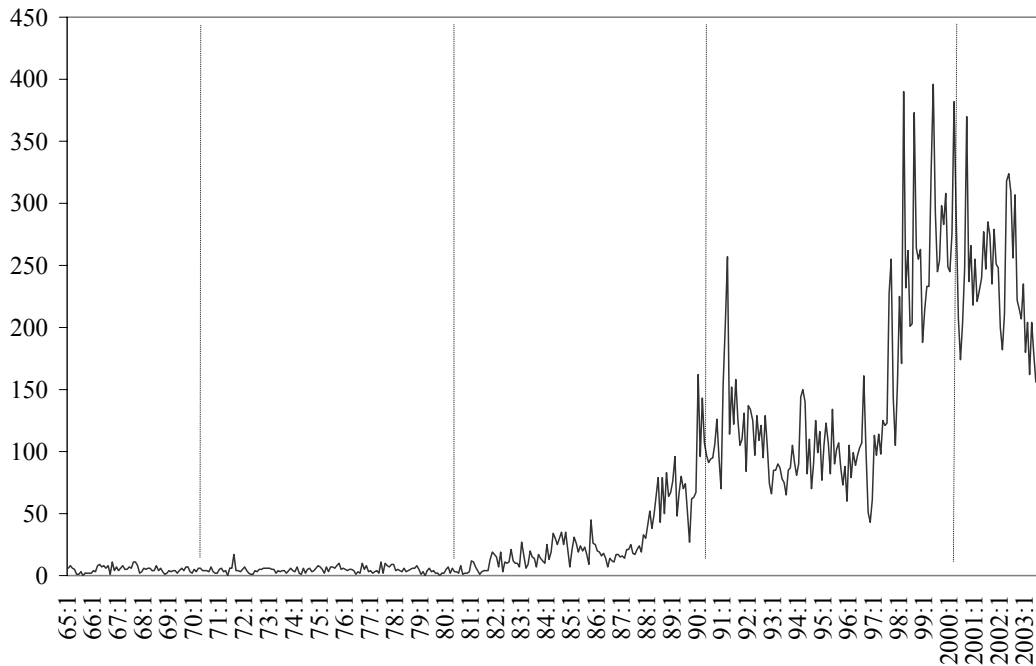
\*\* Candidato a Doctor en Economía, New York University, vaughandaniel@hotmail.com

<sup>1</sup> Los datos que se utilizaron en este documento tienen periodicidad mensual y provienen de tres fuentes: entre enero de 1965 y diciembre de 1991 de la revista *Criminalidad* de la Policía Nacional; entre enero de 1992 y diciembre de 1995 del Centro de Investigaciones Criminológicas (CIC) de la Policía Nacional, y para el resto de la muestra la fuente es Fondelibertad. No hubo problemas de empalme porque la primera y la segunda fuente son lo mismo. Fondelibertad es el organismo encargado de centralizar y depurar la información que tienen los diferentes organismos de seguridad sobre secuestro y extorsión, siendo la Policía Nacional el principal, debido a que tiene la mayor cobertura a nivel nacional. Las cifras de la Policía Nacional y de Fondelibertad presentan el mismo comportamiento general, con algunas diferencias en ciertos momentos del tiempo. Los datos utilizados están disponibles bajo pedido, vía correo electrónico.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
 Mauricio Rubio y Daniel Vaughan

que en las décadas anteriores. Los últimos años de la muestra presentan un mayor promedio que las demás décadas, pero una menor varianza y máximo que la década anterior.

Gráfica 1  
 Total secuestro por décadas



Fuente: Policía Nacional, *Revista Criminalidad* y Fondelibertad.

Nota: Desde 1965 hasta diciembre de 1991 los datos fueron tomados de la *Revista Criminalidad* de la Policía Nacional. Entre 1992 y diciembre de 1995, los datos fueron tomados del Centro de Investigaciones Criminológicas (CIC) de la Policía Nacional. El resto de la muestra corresponde a Fondelibertad.

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas por década

Período	Media	Varianza	Desviación estándar	Máximo	Mínimo
1965-1970	4,9	7,0	2,6	11	0
1970-1980	4,6	6,3	2,5	17	0
1980-1990	24,7	474,7	21,8	96	1
1990-2000	141,0	5662,5	75,2	396	43
2000-2003*	243,5	2663,3	51,6	382	156

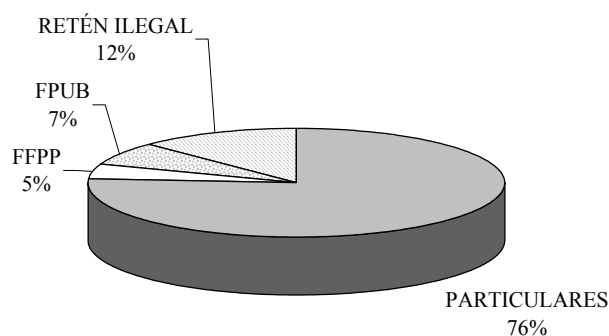
\*Hasta junio de 2003

Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
Mauricio Rubio y Daniel Vaughan

Las bases de datos a nivel municipal de la Policía Nacional y de Fondelibertad permiten profundizar un poco más sobre la evolución del secuestro. Desagregando el secuestro por tipo de víctima<sup>2</sup> (particular, fuerza pública, funcionario público y retén ilegal) se puede ver, en primer lugar, (gráfica 2) que el mayor número de víctimas en el período comprendido entre enero de 1992 y junio de 2003 fueron los llamados *particulares* en secuestros selectivos (es decir, descontando secuestros en retenes ilegales) con el 76%, seguido por todas aquellas víctimas (sin importar la categoría) que cayeron en retenes ilegales (12%), funcionarios públicos (7%) y fuerza pública (5%).

Gráfica 2  
Composición del secuestro según afectado, total período 1992-2003



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

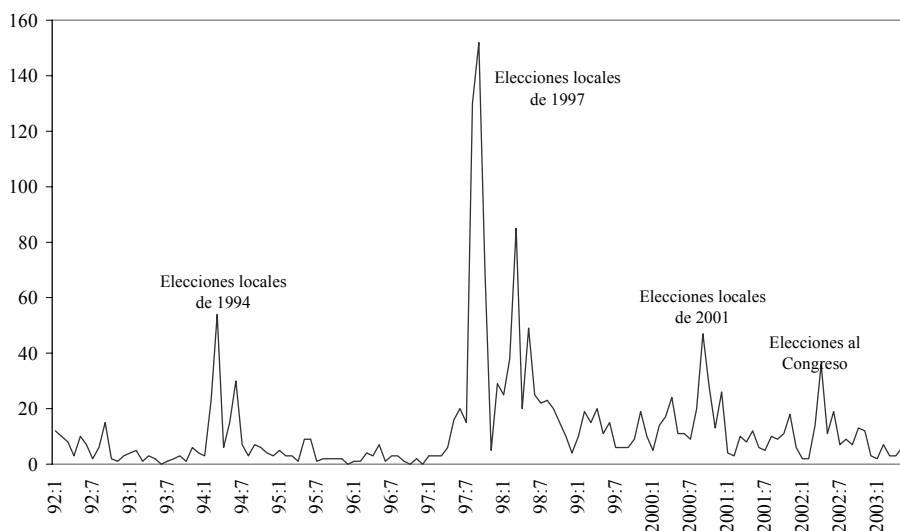
Nota: Se tomó la suma de los secuestros por categoría de víctima para el período 1992-junio de 2003. Sólo desde enero de 1998 se empieza a registrar como una categoría aparte los secuestros ocurridos en retén ilegal.

Al analizar los cambios en la composición por períodos de cinco años, se puede ver que el secuestro en retenes ilegales fue aumentando su participación promedio, pasando de cero en el primer quinquenio, a un poco más del 18% en el período 2000-2003, mientras que las demás categorías disminuyeron su participación. Los secuestros de funcionarios públicos tienen un alto componente estacional, debido a que en época preelectoral y electoral parecen ser utilizados como mecanismo de presión política en las regiones (gráfica 3).

<sup>2</sup> Para realizar esta desagregación se utilizó la información sobre la ocupación del secuestrado en las bases de datos municipales (Policía Nacional y Fondelibertad) desde 1992, y a partir de 1998 Fondelibertad registra si el secuestro ocurrió en un retén ilegal. En el anexo 3 se presentan las categorías y las profesiones que se incluyeron en cada una.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

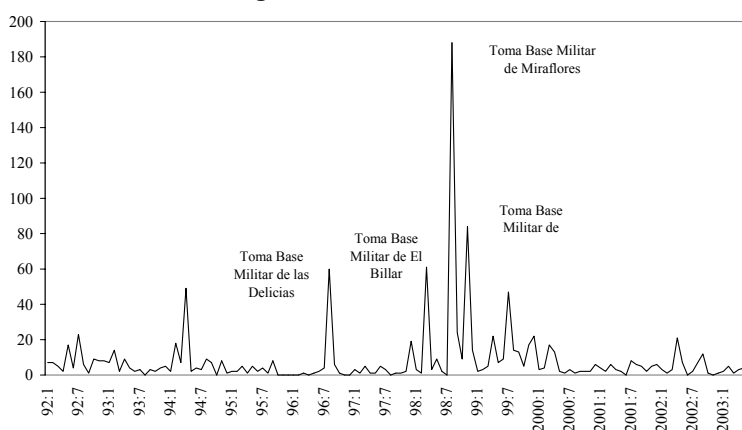
Gráfica 3  
Secuestro de funcionarios públicos



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

El secuestro de miembros de la fuerza pública presenta un comportamiento relativamente estable (gráfica 4), con algunos picos pronunciados principalmente por tomas reconocidas de bases militares y de policía.

Gráfica 4  
Secuestros de fuerza pública

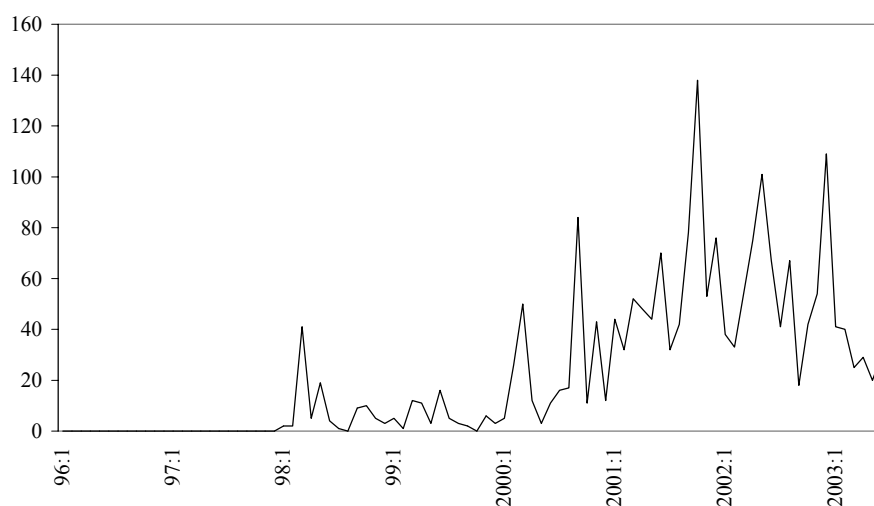


Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
Mauricio Rubio y Daniel Vaughan

Como ya se mencionó, los secuestros en retenes ilegales (gráfico 5), las mal llamadas *pescas milagrosas*, muestran un aumento desde 1998, año en el que se empezó a registrar en las estadísticas oficiales esta modalidad del plagio<sup>3</sup>.

Gráfica 5  
Secuestros en retenes ilegales



Fuente: Cálculos propios y Fondelibertad.

Nota: Sólo se empieza a registrar en las estadísticas oficiales en enero de 1998.

Una de las hipótesis que vale la pena contrastar es si los secuestros en retenes ilegales presentan un comportamiento estacional, como la intuición sugiere si se supone que la mayor parte de retenes se presentan en épocas en que las personas salen a viajar por el país (semana santa, vacaciones de junio o diciembre). Los resultados (cuadro 1 del anexo 1) permiten rechazar la hipótesis de estacionalidad, pues ninguno de los coeficientes de las variables *dummy* estacionales es significativo. Aunque algunos meses estacionales<sup>4</sup> presentan picos pronunciados estadísticamente, no es significativa su inclusión para explicar el número de secuestros en retenes ilegales.

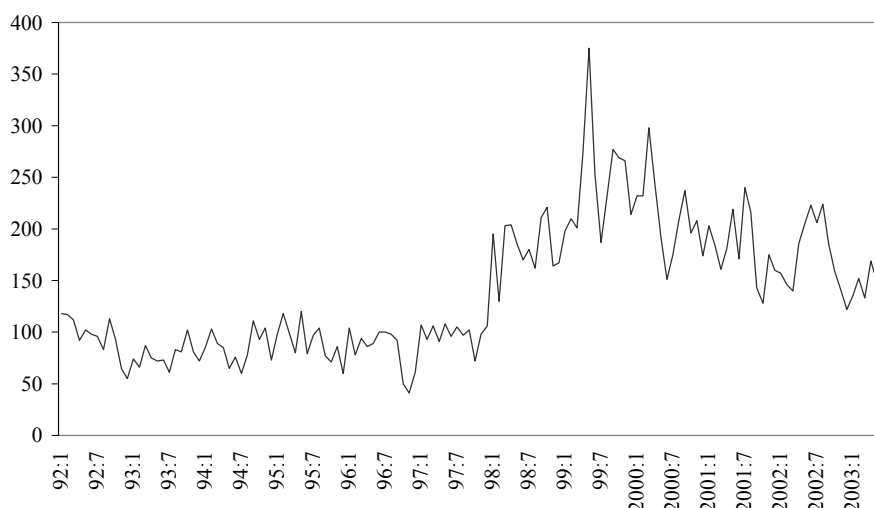
El secuestro selectivo a particulares (gráfica 6), o sea excluyendo los plagios en retenes, es el que presenta el comportamiento más interesante de analizar, pues representa la evolución del secuestro extorsivo en Colombia en su forma más depurada.

<sup>3</sup> En Rubio (2005) se presenta un análisis detallado de la evolución de este tipo de secuestros colectivos en retenes ilegales.

<sup>4</sup> Como por ejemplo marzo/98, marzo-abril/99, marzo/00, marzo/01, diciembre/02.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
 Mauricio Rubio y Daniel Vaughan

Gráfica 6  
 Secuestro selectivo a particulares



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

A lo largo del período 1992-2003, el secuestro exhibe un comportamiento constante y estable hasta principios de 1998, momento en el cual presenta un aumento considerable en la media (el promedio hasta diciembre de 1997 es un poco más de 88 secuestros mensuales, pasando cerca de 194 secuestros mensuales para el resto de la muestra). Llama la atención que, aunque el aumento en el nivel es previo a la designación de la *zona de distensión* para realizar los diálogos de paz (14 de octubre de 1998-20 de febrero de 2002), la varianza durante su vigencia fue mucho mayor que en el resto del período (cuadro 2).

Cuadro 2  
 Estadísticas descriptivas del secuestro a particulares zona y no zona de distensión

	Media	Varianza	Desviación estándar	Máximo	Mínimo
Zona	208,2	2372,1	48,7	375,0	128,0
No zona	109,7	1830,9	42,8	224,0	41,0

Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad. Vigencia de la zona de distensión: octubre de 1998-febrero 2002.

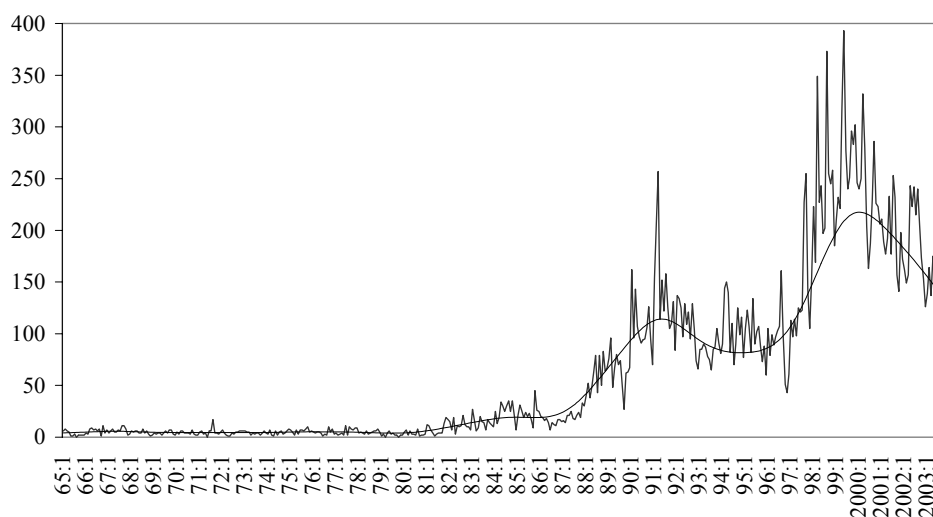


ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

Por último, la gráfica de secuestro a particulares parece confirmar la tendencia decreciente que presenta el secuestro total al final del período en estudio.

Para determinar con procedimientos estadísticos cuáles han sido los puntos de inflexión del secuestro, se utilizó el filtro de Hodrick y Prescott (H-P) sobre los datos mensuales para obtener la tendencia no lineal de la serie (gráfica 7).

Gráfica 7  
Secuestro y Filtro Hodrick-Prescott



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

Nota: Se utilizó un parámetro de suavizamiento de 14.400.

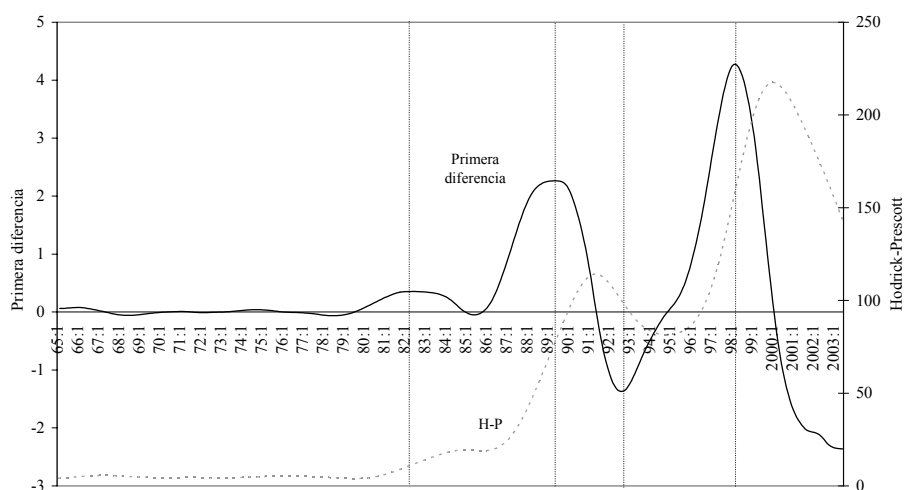
El ejercicio parece corroborar varios puntos. En primer lugar, y luego de permanecer relativamente constante y sin tendencia definida durante varios años, la aceleración inicial parece darse en los últimos meses de 1980 (aproximadamente entre agosto y octubre de este año). A mediados de 1986 se presenta una nueva aceleración (pendiente más inclinada), alcanzando un máximo (local) en mayo de 1991, momento en el cual se revierte la tendencia. El comportamiento decreciente va hasta noviembre de 1994, cuando alcanza nuevamente un punto crítico (esta vez un mínimo local). La tendencia es otra vez creciente hasta alcanzar un máximo (global) en enero de 2000, confirmando la tendencia decreciente del final de la muestra<sup>5</sup>.

<sup>5</sup> Se utilizaron valores del parámetro para suavizar la serie, los cuales varían entre 10.000 y 20.000 para verificar la sensibilidad de las fechas descritas (puntos críticos y de inflexión)

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

También es ilustrativo ver el comportamiento de la tendencia no lineal (H-P) en diferencias, pues los máximos y mínimos aproximan los puntos de inflexión de la serie (gráfica 8)<sup>6</sup>.

Gráfica 8  
Primera diferencia de la tendencia Hodrick-Prescott



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

Nota: La línea punteada (correspondiente al eje vertical derecho) es la tendencia HP. La línea continua es la tendencia en primeras diferencias. Las líneas verticales muestran las fechas con puntos de inflexión.

Nótese que en los puntos donde la serie en diferencias cruza el eje horizontal hay máximos o mínimos locales (globales). El primer cambio de concavidad se presenta en junio de 1986, mostrando una leve desaceleración (de convexa a cóncava) del secuestro. El segundo punto de inflexión importante se da en mayo de 1989, nuevamente con una desaceleración. En agosto de 1998 hay una aceleración del secuestro mensual, comportamiento que se mantiene hasta marzo de 2001 cuando se presenta un último cambio en la concavidad (desaceleración).

---

sin presentarse cambios significativos. Las tendencias están disponibles con el resto de la base de datos.

<sup>6</sup> Los máximos y mínimos de la serie en diferencias son una aproximación de la segunda derivada de una variable continua; los puntos donde la segunda derivada se iguala a cero son puntos de inflexión o cambios en la concavidad de la serie. Desde el punto de vista de interpretación, si la serie presenta un punto de inflexión pasando de cóncava a convexa (con pendiente positiva) hay una aceleración del secuestro, comportamiento que se revierte si pasa de convexa a cóncava.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

Por último, con las pruebas de raíz unitaria<sup>7</sup> se corrobora que la serie en niveles es no estacionaria, mientras que en diferencias no tiene raíz unitaria, indicando que es integrada de orden uno.

En esta introducción se realizó un análisis descriptivo de la serie de secuestro mensual desde 1965, que servirá de base para los ejercicios de series de tiempo que se presentan más adelante. A continuación, se presentan las pruebas de cambio estructural<sup>8</sup>, luego los resultados de un conjunto de pruebas de análisis de intervención y, por último, se discuten los resultados y se plantean algunas conclusiones.

### PRUEBAS DE CAMBIO ESTRUCTURAL

El análisis gráfico del secuestro en Colombia muestra que su comportamiento no ha sido estable o *suave*, sino que, por el contrario, presenta varios quiebres en la tendencia, especialmente desde principios de los años ochenta. Teniendo en cuenta que el objetivo general de este trabajo es explicar las altas tasas de secuestro en Colombia, vale la pena tratar de identificar las fechas en que se presentaron los cambios en la media y en la tendencia de la serie. Este tipo de ejercicio puede ser útil por dos razones. Desde el punto de vista de la política antisequestro, vale la pena comparar estas fechas con las de expedición de leyes mediante las cuales se buscó controlar este tipo de incidente; lo cual ofrece indicios sobre la eficacia de la legislación. Esta metodología permite, además, inferir ciertas asociaciones con otro tipo de eventos –por ejemplo, formación o desmovilización de un grupo guerrillero– que se pueden considerar causales de aceleración o desaceleración del secuestro en el país, y así focalizar el análisis en determinadas épocas.

Desde un punto de vista puramente estadístico, Perron (1989) ha mostrado que la mayoría de series macroeconómicas para las cuales las pruebas tradicionales de raíz unitaria permiten concluir que son no estacionarias, realmente son estacionarias alrededor de una tendencia determinística<sup>9</sup> con cambio estructural. Fenómenos como guerras, expedición de legislación o choques exógenos en la oferta o demanda, entre

---

<sup>7</sup> Cuadro 2 del anexo.

<sup>8</sup> El cambio estructural hace referencia a cambios en la función de tendencia (constante y tendencia) determinística de la serie.

<sup>9</sup> En la literatura se denomina “series estacionarias con tendencia determinística” a aquellas que son estacionarias después de quitarles la función de tendencia. Las “series con tendencia estocástica” son series no estacionarias que necesitan ser diferenciadas (un número  $k$  de veces) para que sean estacionarias. A lo largo de este documento se utilizarán indistintamente los términos estacionaria-determinística y no estacionaria-estocástica.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
Mauricio Rubio y Daniel Vaughan

otros, pueden causar cambios en la función de tendencia y hacer parecer que la serie es no estacionaria. Para los ejercicios de análisis de intervención que se presentarán en la siguiente sección, es necesario que la serie sea estacionaria. Por esta razón, es fundamental mirar si la serie presenta cambio estructural e identificar las fechas en donde se presenta dicho cambio.

Las pruebas utilizadas son de dos tipos: las de un solo cambio estructural, y las pruebas con cambios múltiples. Para el primer grupo se utilizaron las pruebas con fecha de cambio conocida (Perron, 1989) y con cambio desconocido (Perron, 1997), y para el segundo se utilizó la prueba de Bai y Perron (1998 y 2001)<sup>10</sup>. Conceptualmente, los dos ejercicios son diferentes. En las pruebas de Perron (1989 y 1997) el objetivo principal es probar si la serie es estacionaria alrededor de una tendencia que ha presentado cambio estructural (con fecha conocida o desconocida, respectivamente). Perron (1989, 1364) sugiere tres tipos de modelos de cambio estructural: el *modelo 1* considera un cambio en la media (intercepto) de una serie que presenta tendencia. El *modelo 3* permite un cambio en la tendencia pero no en la media, y el *modelo 2* considera un cambio en la media y en la tendencia. La selección del modelo depende del criterio del investigador, teniendo en cuenta, por ejemplo, el análisis gráfico de la evolución de la serie en estudio, o el conocimiento a priori sobre eventos que pudieron perturbar la serie. Perron (1989, 1376-1377) tabula los valores críticos del parámetro que acompaña a la variable rezagada, con el que se prueba la hipótesis de raíz unitaria<sup>11</sup>.

Perron (1997), siguiendo el trabajo de Andrews (1993), diseña una prueba en donde se estima la fecha de quiebre, para probar la hipótesis nula de raíz unitaria. Para esto, la prueba se realiza en dos etapas: en primer lugar, se busca la fecha de punto de quiebre que maximiza el valor absoluto del estadístico t del parámetro que acompaña la variable dependiente rezagada un período<sup>12</sup>, para así poder, en la segunda etapa, llevar a cabo la prueba de

---

<sup>10</sup> Para una revisión de la literatura sobre múltiples quiebres en la función de tendencia, ver p. ej. Maddala y Kim (1998). El enfoque econométrico bayesiano también ha sido ampliamente utilizado en este tipo de pruebas, ver Wang y Zivot (1999).

<sup>11</sup> Las pruebas son al estilo Dickey-Fuller (1979), es decir de la forma:

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde los k rezagos de la variable en diferencias se incluyen para garantizar que los residuos estimados sean ruido blanco. La prueba de raíz unitaria se hace sobre el parámetro  $\alpha$  que acompaña al primer rezago de la variable dependiente.

<sup>12</sup> Perron (1997, 358) también sugiere otros estadísticos de prueba, como el t-estadístico del parámetro que acompaña el cambio en el intercepto o el t-estadístico del parámetro que acompaña el cambio en la tendencia.

raíz unitaria en la serie controlando por la tendencia determinística que se encontró. Una de las dificultades técnicas que se enfrenta cuando se realizan pruebas de raíz unitaria al estilo de la prueba de Dickey-Fuller, es la necesidad de determinar el número de rezagos de la variable en diferencias que se deben incluir para garantizar que los residuos sean ruido blanco. Por esta razón, Ng y Perron (1995) sugieren utilizar varios criterios de selección del número de rezagos, entre ellos los criterios de información tradicionales (Akaike y Schwartz) o criterios secuenciales, con los que se empiezan a excluir de la regresión un número máximo de rezagos de atrás para adelante, hasta obtener los rezagos que sean significativos de acuerdo a alguna prueba de hipótesis; recomiendan utilizar criterios secuenciales en lugar de los criterios de información, debido a que éstos tienen poder comparable, pero menos distorsiones en el tamaño de la prueba.

La prueba de múltiples cambios de Bai y Perron (1998 y 2001) es conceptualmente distinta, pues el objetivo no es probar la hipótesis de raíz unitaria, sino estimar las posibles fechas de cambio estructural. La estimación se hace con base en el criterio de mínimos cuadrados ordinarios, donde la fechas de cambio se estiman de tal forma que se minimice la suma de residuos al cuadrado, considerando las  $m < T$  ( $T$ : número de observaciones en el total de la muestra) fechas de cambio<sup>13</sup>. Esto se hace utilizando un algoritmo de programación dinámica que considera de la manera más eficiente todas las posibles combinaciones de fechas de cambio estructural para encontrar un mínimo global de la suma de residuos al cuadrado<sup>14</sup>.

Se utilizaron los dos métodos para probar qué tan robustos eran los resultados<sup>15</sup>. Primero se utilizó la prueba de cambio estructural con fecha de cambio conocido (Perron, 1989) para probar la relevancia de varias fechas de interés en el caso del secuestro. Como las pruebas de Perron (1989 y 1997) están diseñadas para probar la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa (estacionaria con tendencia determinística y un único cambio estructural), en el caso de la serie de secuestro, donde aparentemente hay

---

<sup>13</sup> Se minimiza la siguiente expresión:

$$\sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - z_t' \delta_i]^2$$

donde  $z$  es el vector de parámetros que varían en cada uno de las  $m$  fechas de cambio estructural.

<sup>14</sup> Ver Bai y Perron (2001, 3) para un tratamiento extensivo del algoritmo.

<sup>15</sup> Las pruebas se estimaron utilizando los programas econométricos RATS y GAUSS, y los códigos escritos por Perron y Ng (1993), y Bai y Perron (1998) disponibles en <http://econ.bu.edu/perron/code.html>). También se utilizó el código de Tom Doan de Estima. Para la prueba de Perron (1989) se utilizó el código de Diego Vásquez, disponible en [www.estima.com](http://www.estima.com)

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

varios cambios en la función de tendencia, el poder de la prueba es relativamente bajo y en la mayoría de los casos no permitió rechazar la hipótesis de raíz unitaria (para lo que está diseñada). Para resolver este problema se dividió la muestra en varias submuestras para captar mejor las posibles fechas de cambio; esto se hizo a partir de la observación de las gráficas mencionadas. Además, es importante recalcar que las fechas estimadas son aproximaciones a la verdadera fecha de cambio estructural (Perron, 1997, 376).

Utilizando toda la muestra se probó si la expedición de la Ley 40 de 1993, el llamado Estatuto Antisecuestro, en alguna de sus distintas etapas –presentación del proyecto de ley al Congreso y publicación en el *Diario Oficial*– tuvo efectos sobre la función de tendencia, tal como algunos analistas han sugerido<sup>16</sup> (cuadro 3 del anexo 1). Se hizo lo mismo con las sentencias de la Corte Constitucional (C542/93, C565/93 y C213/94) sobre el contenido de la misma ley antisecuestro. En ninguno de las estimaciones se obtuvieron resultados significativos; es decir, en ninguno de los casos la fecha de quiebre sugerida permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Los mismos resultados se obtuvieron con las marchas que la Fundación País Libre organizó en el segundo semestre de 1996.

Restringiendo la muestra hasta enero de 1995 se probaron los efectos del Decreto-Ley 50 de 1987<sup>17</sup>. En este caso, el resultado fue significativo al 1%, es decir, se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria si se considera una función de tendencia con fecha de cambio estructural en enero de 1987<sup>18</sup>.

Luego se estimaron, con toda la muestra y submuestras de varios períodos, la(s) fecha(s) de cambio estructural utilizando la prueba de Perron (1997); los resultados se encuentran en el cuadro 4 del anexo 1<sup>19</sup>. El

---

<sup>16</sup> Ver por ejemplo Santos (1997) y el Magistrado Vladimiro Naranjo en el salvamento de voto de la Sentencia 542 de 1993.

<sup>17</sup> Una discusión detallada de este cambio en el procedimiento penal se encuentra en Rubio (2007).

<sup>18</sup> La significancia no es robusta ante cambios en el criterio de selección del número de rezagos de la variable en diferencias. Utilizando la prueba conjunta de autocorrelación de Ljung-Box, la hipótesis de raíz unitaria se puede rechazar al 1% de significancia, mientras que si se utiliza una prueba conjunta del tipo multiplicador de Lagrange, los resultados se revierten.

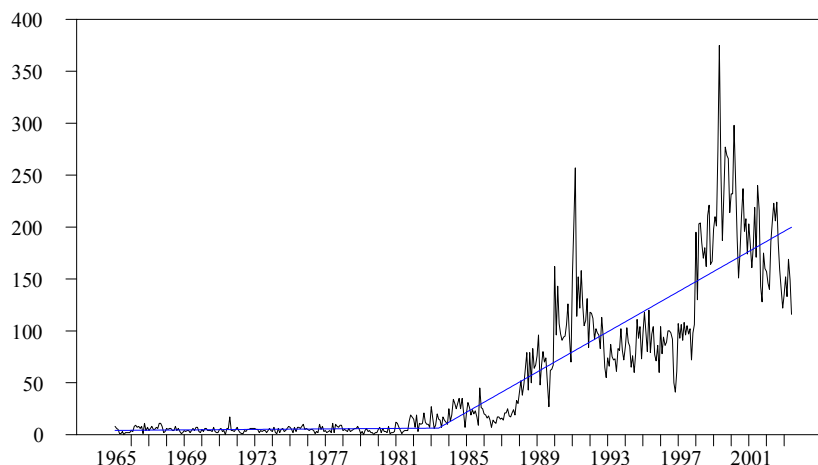
<sup>19</sup> El cuadro presenta la fecha de cambio promedio según cada uno de los criterios de selección utilizados para decidir el número de rezagos de la variable en diferencias necesario para que los residuos sean ruido blanco. Generalmente, con cada criterio de selección se puede encontrar una fecha de cambio estructural diferente, aunque los criterios de información (Akaike y Schwartz) y los criterios de significancia (Ttest y Ftest) suelen escoger la misma fecha.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

procedimiento se realizó de forma iterativa, utilizando primero el total de la muestra, partiéndola después en dos submuestras y por último utilizando tres submuestras. La elección de cada uno de los períodos se hizo utilizando las gráficas 1, 7 y 8, con el objeto de captar los cambios en la función de tendencia y así maximizar el poder de las pruebas de raíz unitaria<sup>20</sup>. La primera fila del cuadro 4 del anexo 1 presenta el resultado de utilizar toda la muestra; como la intuición sugiere, no se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria con la fecha de cambio estimada (junio de 1983) debido a la presencia de otras fechas de cambio estructural en la tendencia (gráfica 9).

Gráfica 9

Secuestro a particulares. Un solo cambio en la tendencia



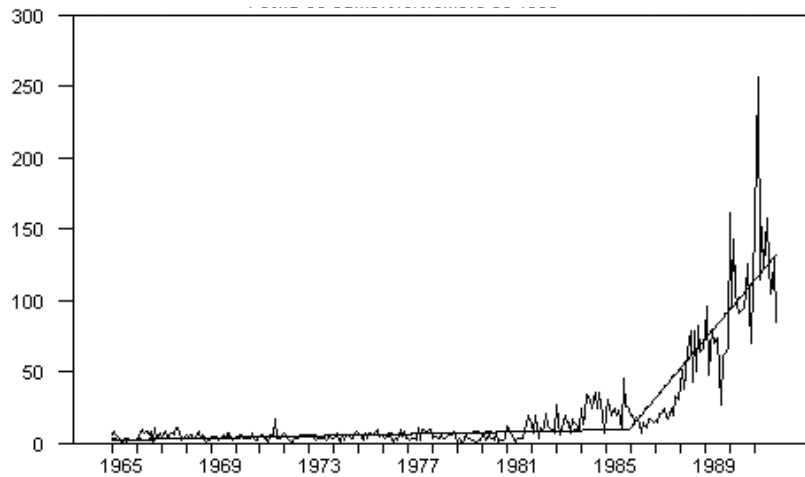
Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

Partiendo la muestra en dos períodos (enero de 1965-diciembre de 1991-junio de 2003), sólo se tienen resultados significativos (al 10% de significancia) en la elección de la fecha de cambio del primer período (diciembre de 1985) utilizando los criterios de significancia (es decir, las pruebas t y f de significancia). Los cambios en las tendencias se encuentran en las gráficas 10 y 11.

<sup>20</sup> Identificados de manera aproximada los cambios en la función de tendencia, con los gráficos 1 y 7, se utilizó la gráfica 8 para partir la muestra total en tres períodos utilizando los puntos de inflexión.

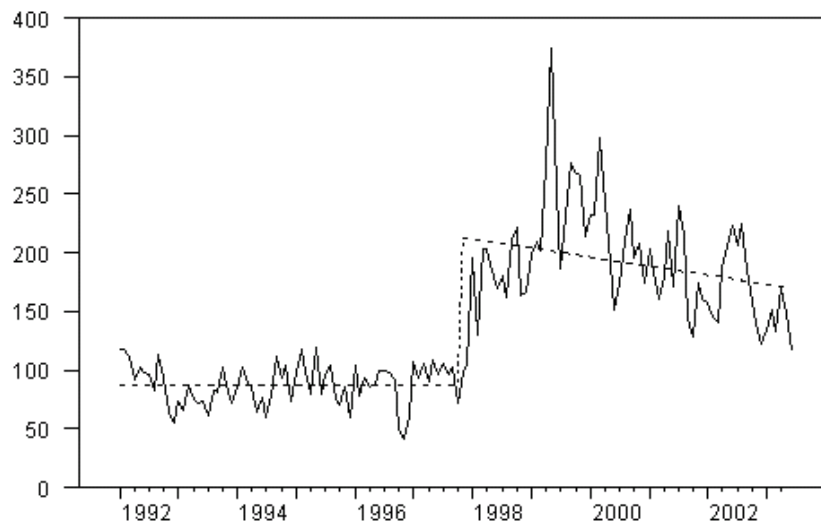
ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

Gráfica 10  
Cambio estructural en la tendencia. Fecha de cambio: diciembre de 1985



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

Gráfica 11  
Secuestro y componentes determinísticos, 1992-2003



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

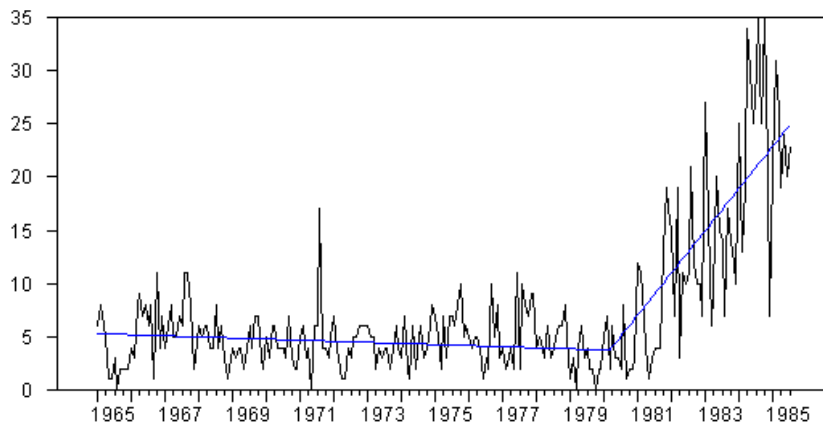
Si se parte la muestra en tres períodos (enero 1965-julio 1985, agosto 1985-octubre 1994, noviembre 1994-junio 2003) los resultados son significativos



ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

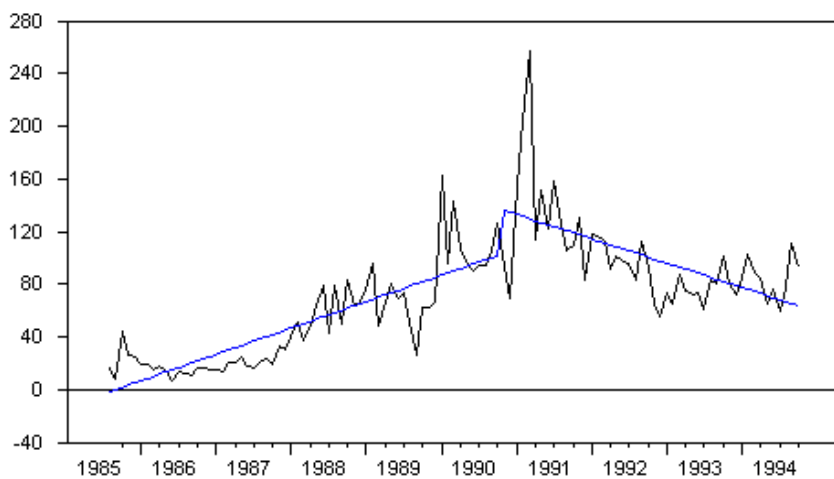
utilizando la mayoría de criterios de selección. Esto significa que se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria o, en otras palabras, que la serie de secuestros es estacionario con tres puntos de cambio en la función de tendencia.

Gráfica 12  
Cambio estructural, 1965-1985



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

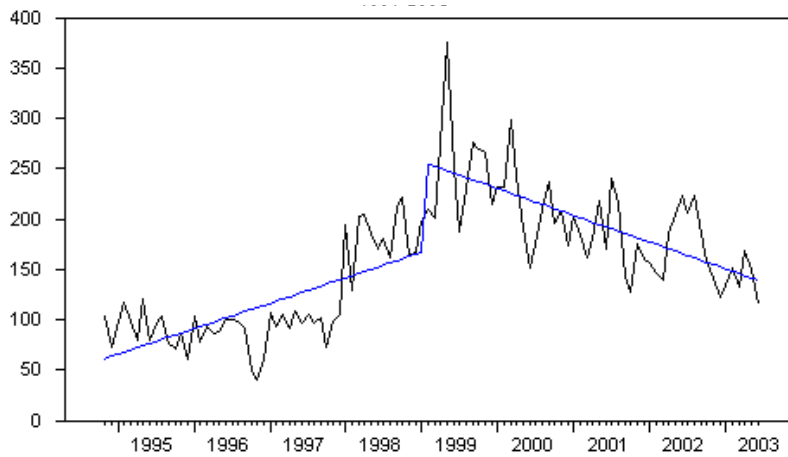
Gráfica 13  
Cambio estructural, 1985-1994



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

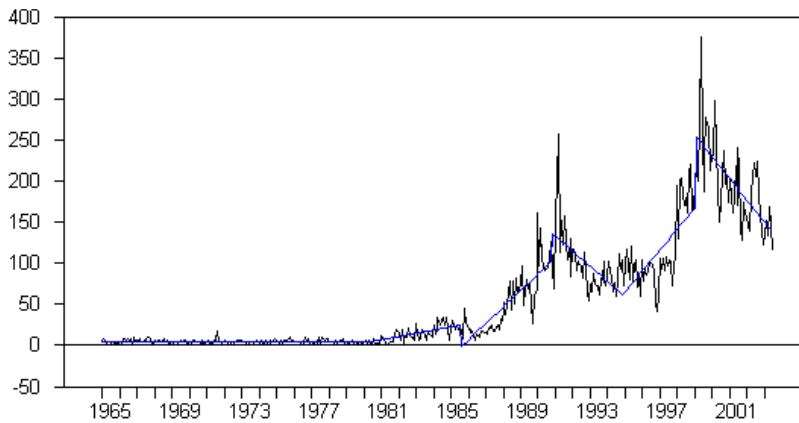
ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

Gráfica 14  
Cambio estructural 1994-2003



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

Gráfica 15  
Cambio estructural, tres submuestras



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

Nota: Se unieron las tres funciones de tendencia estimadas para cada uno de los períodos.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

Para completar esta sección se presentan los resultados de la prueba de Bai y Perron (1998 y 2001) que estima múltiples cambios en la función de tendencia<sup>21</sup>; los resultados se presentan en el cuadro 5 del anexo 1.

Como se mencionó anteriormente, las dos pruebas de cambio estructural son conceptualmente distintas, así que en principio cabe esperar que los resultados no sean iguales. En primer lugar, utilizando el criterio de Schwartz (BIC en la tabla) se seleccionaron 3 fechas de quiebre, en lugar de dos<sup>22</sup>. Las fechas de quiebre son abril de 1988, diciembre de 1997 y abril de 1999. Comparándolas con los modelos anteriores se puede ver que son similares a las estimadas utilizando una partición de dos muestras, lo que significa que el resultado parece ser robusto. Si se permiten máximo 4 quiebres, el criterio de información se reduce, sugiriendo que es mejor considerar esta última opción. En los tres ejercicios aparecen dos fechas comunes: diciembre de 1997 y abril de 1999, fechas que fueron estimadas con la prueba de Perron (1997) si se consideran particiones de dos y tres submuestras (cuadro 4 del anexo 1). Nuevamente, esto sugiere que los resultados son robustos. Llama la atención el hecho de que el criterio de Bai y Perron no selecciona fechas anteriores a 1987<sup>23</sup>.

El algoritmo de programación dinámica del método Bai y Perron involucra algún tipo de conocimiento a priori que tenga el investigador sobre el número de cambios de la serie. Utiliza dos parámetros: número máximo de quiebres, y distancia mínima entre cada cambio. En los resultados anteriores se le exigió al criterio utilizar como distancia mínima 10 meses<sup>24</sup>. El modelo sustituto utilizó una distancia mínima de 40 meses, y máximo 4 y 5 quiebres. Los resultados (filas 4 y 5 del cuadro 5 del anexo 1) son similares a los obtenidos con la prueba de Perron (1997), siendo nuevamente una indicación de resultados robustos. Aunque el criterio BIC selecciona 4

---

<sup>21</sup> Bai-Perron consideran también la posibilidad de cambios en otro tipo de parámetros, en el caso de que haya más regresores (diferentes a la función de tendencia). En este trabajo sólo se incluyeron como regresores la constante y la tendencia.

<sup>22</sup> Bai y Perron (2001, 16) sugieren utilizar el criterio de información Bayesiano (BIC) para estimar el número de quiebres: se debe escoger el número de quiebres que minimice el BIC.

<sup>23</sup> Permitiendo máximo 5 quiebres las fechas son: 1987:10, 1990:12, 1993:2, 1997:12 y 1999:3, con criterio BIC 11,92 (< 12,04). Una explicación de este fenómeno puede ser que los cambios más bruscos o fuertes en la función de tendencia de la serie se presentan a finales de la década de los años ochenta, tal como lo estimó el criterio de Bai-Perron. El cambio en la tendencia de principios de los años ochenta es mucho más sutil, según el filtro Hodrick-Prescott (gráfica 7).

<sup>24</sup> Es intuitivo pensar que si se exige una menor distancia entre quiebres, el criterio de selección BIC será menor al escoger determinado número de quiebres en comparación con una estimación exigiendo una mayor distancia. Esto se debe a que al exigir menores distancias el algoritmo puede identificar cambios en la función de tendencia.

quiebres sobre la alternativa de 5 quiebres, llama la atención que con este último una de las fechas de quiebre es septiembre de 1981, más cercano a los resultados obtenidos con la otra metodología.

De esta forma, se han presentado los resultados de las pruebas de cambio estructural utilizando dos metodologías conceptualmente distintas. Las pruebas, aunque no arrojaron resultados exactamente iguales, indican resultados robustos. En la siguiente sección se realizan algunas pruebas con variables *dummies* de intervención, para mirar los efectos de diferentes hechos sobre el número de secuestros.

## ANÁLISIS DE INTERVENCIÓN

Los ejercicios con variables *dummies* de intervención<sup>25</sup> son conceptualmente similares a la prueba de cambio estructural de Perron (1997) cuando sólo se permite un cambio en la constante o intercepto de la función de tendencia (Perron, 1989, 1363). Tienen varias ventajas y desventajas con respecto a esta última metodología: en primer lugar, es necesario que la serie sea estacionaria<sup>26</sup>. De esta forma, antes de realizar el análisis es necesario obtener estacionariedad, ya sea por medio de la aplicación del operador de diferencias (en caso de que la serie sea integrada) o quitando la tendencia (con o sin puntos de quiebre)<sup>27</sup>. Esta es la principal dificultad para realizar ejercicios de análisis de intervención, pues primero es necesario identificar el mejor modelo ARIMA, ya sea para la parte de la muestra más larga (entre las fechas de las intervenciones), o para toda la muestra, si el número de observaciones no es lo suficientemente grande. Tiene la ventaja de que se pueden estimar modelos de convergencia lineal o no lineal rezagada; en otras palabras, conociendo la fecha de la intervención (p. ej. la expedición de una ley) se prueba si los efectos empiezan inmediatamente o si operan con algún tipo de rezago. Además se puede modelar cómo converge la serie hacia el nuevo nivel de equilibrio o de estado estacionario<sup>28</sup>.

Teniendo en cuenta lo anterior, se procederá a presentar los resultados de los ejercicios de intervención. En el anexo 2 se ofrece una descripción de las fechas que se probaron. Como la serie es estacionaria con tendencia y varios puntos de quiebre (cuadro 2 y 4 del anexo 1) se utilizaron

---

<sup>25</sup> La referencia clásica es Box y Tiao (1975). Para un tratamiento general, ver Enders (1995, 270).

<sup>26</sup> Esto se debe a que el análisis de intervención se realiza sobre la metodología de Box y Jenkins de series de tiempo.

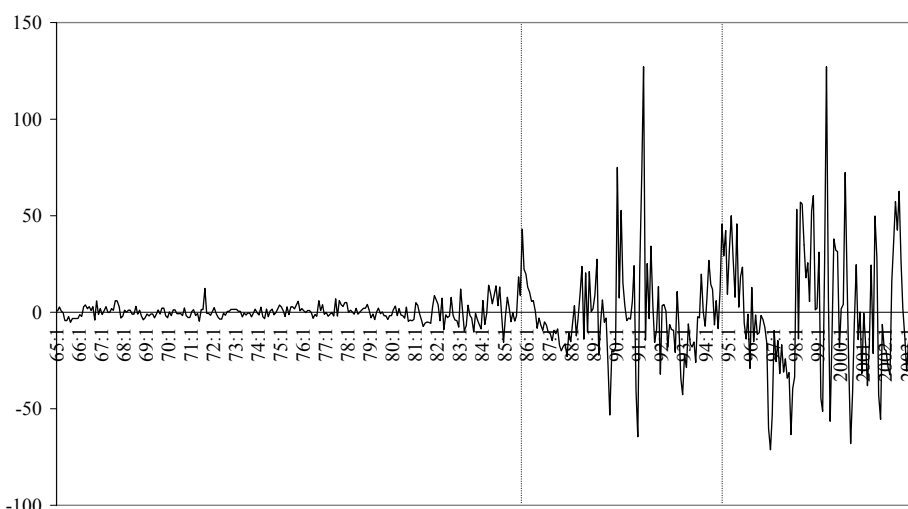
<sup>27</sup> Ver Enders (1995, 274) y la guía del usuario de RATS 5 para una discusión al respecto.

<sup>28</sup> Box y Tiao (1975, 72) muestran gráfica y algebraicamente algunos patrones de convergencia que se pueden utilizar para modelar los efectos de las intervenciones.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

las 3 fechas de cambio estructural estimadas con la metodología de Perron (1997) que fueron presentadas en la sección anterior, para lograr estacionariedad. Aunque con la prueba de Perron ya se había rechazado la hipótesis de raíz unitaria para la serie de secuestro con cambio estructural en cada uno de los segmentos utilizados, el cuadro 6 del anexo 1 presenta los resultados de la prueba de Dickey-Fuller (aumentada) habiendo eliminado la función de tendencia con tres puntos de quiebre (gráfica 16). Como lo sugería la prueba de Perron (1997), se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria al 1% de significancia.

Gráfica 16  
Secuestro mensual sin tendencia



Fuente: Cálculos propios, Policía Nacional y Fondelibertad.

Nota: Se estimaron tres puntos de quiebre en la función de tendencia (líneas verticales) utilizando la prueba de Perron (1997).

Se decidió identificar un modelo ARIMA para cada uno de los períodos, y de esta manera utilizar únicamente el período en donde se encuentre la fecha de la intervención, para evitar que al unir la serie sin tendencia para el total de la muestra ésta deje de ser estacionaria<sup>29</sup>. En el cuadro 7 del anexo 1 se presentan los modelos ARIMA seleccionados para cada período, y los sustitutos considerados.

<sup>29</sup> En los puntos de unión (1985:7 y 1994:10) se puede presentar una discontinuidad que podría aparecer como un cambio en la media de la serie (ver gráfica 17).

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

Para la primera parte de la muestra se escogió como mejor modelo un MA(1,8); para la segunda parte se escogió un ARMA(1,12) y para la tercera un ARMA(25,1).

De todas las variables de intervención que se probaron, seis tuvieron efectos significativos (cuadro 8 del anexo 1): la creación del grupo Muerte a Secuestradores (MAS); el período de reclusión de Pablo Escobar en La Catedral; la muerte de Gonzalo Rodríguez Gacha “El Mexicano”; la expedición de la Ley 282 de 1996; la vigencia del Decreto-Ley 50 de 1987, y la vigencia de la zona de distensión. Debido a que la serie no tiene tendencia, todos los efectos probados son transitorios (gráfica 16)<sup>30</sup>. Ninguna de las variables presenta un criterio de información de Schwartz (BIC) menor que el que tenía sin las *dummies*, sugiriendo que el ajuste es mayor cuando no se incluyen; de todas formas los coeficientes son significativos tratados de forma individual y conjunta<sup>31</sup>.

La creación del grupo Muerte a Secuestradores, liderado por los principales capos del Cartel de Medellín, provoca una reducción de 8 y 21 incidentes en la tasa de secuestros al segundo y cuarto mes, respectivamente. Además, provoca un aumento al tercer y quinto mes de 12 y 16 secuestros, respectivamente, para un efecto total de largo plazo marginal (1 secuestro mensual). De esta forma, los datos parecen confirmar la existencia de alguna eficacia disuasiva en los pronunciamientos públicos de dicho momento<sup>32</sup>.

El período durante el cual Pablo Escobar, principal capo del Cartel de Medellín, estuvo recluido en La Catedral provocó un aumento instantáneo en el número de secuestros (casi 28 secuestros) soportando eventualmente una hipótesis de mayor número de secuestros debido al “desempleo del sicariato”. Algo similar sucede con la muerte de Gonzalo Rodríguez Gacha: 1 mes después de su muerte el número de secuestros aumenta en 77

---

<sup>30</sup> Habiendo realizado primero las pruebas de Perron (1997), el análisis de intervención se utiliza para probar si los picos (*outliers*) de la gráfica 17 corresponden a alguna de las fechas que se describen en el anexo 2. Ver Perron (1989, 1363) para una discusión sobre la correspondencia entre el análisis de intervención y las pruebas de cambio estructural.

<sup>31</sup> Se realizaron pruebas conjuntas de nulidad de los coeficientes estimados. En todos los casos se pudo rechazar la hipótesis de que los coeficientes fueran conjuntamente iguales a cero a un nivel de significancia del 1%. Algunos resultados varían si se utiliza el criterio de Akaike en lugar del criterio de Schwartz, indicando que las conclusiones sobre el ajuste del modelo ARIMA no son robustas ante cambios en el criterio de información utilizado.

<sup>32</sup> El MAS fue “lanzado” públicamente en un partido de fútbol realizado en Medellín, entre el Nacional, local, y el América de Cali, cuando llovieron miles de volantes que anunciaban la creación del movimiento. Siendo el Cartel de Medellín un grupo ilegal con bastante poder, es razonable suponer que los autores del secuestro hayan reducido su accionar, por lo menos en las zonas donde el cartel tenía mayor presencia (Antioquia, principalmente).

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

incidentes<sup>33</sup>. De esta forma, parece haber evidencia estadística robusta<sup>34</sup> de los efectos de la muerte y condena de los principales capos del Cartel de Medellín como motor de la industria del secuestro en Antioquia y otras zonas del país<sup>35</sup>.

El efecto de la Ley 282 de 1996<sup>36</sup> sobre las series mensuales de secuestro es extraño, puesto que en el mes de su expedición hay un aumento de 208 secuestros, seguido por una reducción similar; el coeficiente del denominador o de convergencia es 0,75, que indica que el efecto neto de largo plazo es la reducción en cerca de 2 secuestros mensuales. El primer resultado se debe tomar con cautela principalmente porque la legislación opera generalmente con rezagos (tiempo de ajuste organizacional y operativo) por lo cual es muy posible que en este caso el aumento se deba a otro fenómeno que concuerde con la fecha de expedición de la ley<sup>37</sup>.

---

<sup>33</sup> En la revista *Semana* del 5 de marzo de 1990, “El desempleo del sicariato”, aparece el siguiente comentario: “La reunión (entre alias “Popeye” y los jefes del sicariato) era el reconocimiento de que el sicariato atravesaba a esas alturas un problema claro de desempleo. Si se tiene en cuenta que las autoridades calculan la existencia de 300 bandas con un promedio de 10 miembros cada una, se trataría de por lo menos 3.000 hombres adiestrados para matar y secuestrar [...] Con sobradas razones muchos sectores temen que las bandas de sicarios desempleados, delinquiendo indiscriminadamente para tratar de suplir los millones que antes se ganaban de un disparo, resulten ahora más peligrosas que Escobar o El Mexicano”.

<sup>34</sup> En una etapa inicial de este trabajo se realizó un ejercicio similar utilizando la serie en diferencias (es decir, suponiendo que es integrada de orden 1, tal como los resultados estadísticos –cuadro 1 del anexo1– sugieren) en vez de suponer que es estacionaria alrededor de una tendencia (con posibles quiebres en la función). Se prefirió utilizar los resultados obtenidos con la prueba de Perron (1997) y Bai y Perron (1998, 2001) y, trabajar con la serie sin tendencia para evitar problemas de “sobrediferenciación”; ver Maddala y Kim (1998, 49 y 116). Los resultados originales indicaban que la reclusión de Escobar había tenido un efecto positivo (33 secuestros en el primer mes), lo mismo que la muerte de Escobar y de Gacha (50 y 43 secuestros, respectivamente). Los resultados están disponibles vía correo electrónico.

<sup>35</sup> En Rubio (2005 y 2007) se hace un análisis de otros vínculos, directos e indirectos, entre el narcotráfico y el secuestro.

<sup>36</sup> La Ley 282 del 6 de junio de 1996 se expidió para reemplazar y reforzar el Decreto 1465 de 1995, mediante el cual se creaba el programa presidencial para la lucha contra el secuestro y demás delitos contra la libertad personal (Fondelibertad). La ley busca darle a este programa carácter permanente, ampliando su competencia. Con la Ley 282 se crea el Consejo Nacional de Lucha contra el Secuestro como órgano asesor, consultivo y de coordinación de la lucha contra los delitos que atentan contra la libertad individual.

<sup>37</sup> El análisis de regresión con variables dicótomas, o variables indicadores, está sujeto a este tipo de críticas, por lo que los resultados se deben tomar con cautela. Los ejercicios con la serie en diferencias también arrojaron coeficientes positivos, pero no fueron significativos. Además, contradice lo que varios organismos de seguridad del Estado han argumentado en repetidas ocasiones, sobre la altísima efectividad que los Grupos Gaula han tenido en el

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

La entrada en vigencia de la zona de distensión provoca un aumento de 38 secuestros en el primer mes, que aunque soporta la evidencia que distintos organismos de seguridad del Estado mostraron al finalizar el período, y los testimonios de varios secuestrados que aseguran haber estado durante su cautiverio dentro de la zona, indicaría una respuesta casi inmediata de los grupos armados (FARC principalmente) para aprovechar esta ventaja. De todas formas, como ya se mencionó, es claro que durante la vigencia de la zona (mayo de 1999) se presentó un máximo en el número de secuestros mensuales para toda la muestra (375) y aumentó la varianza de la serie considerablemente.

Ninguna de las otras variables dicótomas tuvo efectos significativos. Llama la atención que después de controlar por el cambio en la tendencia, la Ley 40 de 1993 (Estatuto Antisecuestro) no tuvo efectos sobre el número de secuestros. Este resultado es interesante porque contradice la hipótesis de algunos analistas que le otorgaron en su momento un poder disuasivo significativo a la primera Ley de la República, cuyo proyecto había sido presentado por iniciativa popular al Congreso.

## CONCLUSIONES

Este trabajo presentó los resultados de ejercicios de series de tiempo sobre el secuestro mensual a particulares. Con la prueba de Perron (1989) y restringiendo la muestra hasta enero de 1995, se pudo constatar que la expedición del Decreto-Ley 50 de enero de 1987 coincide con un cambio en la función de tendencia en donde el secuestro se acelera significativamente.

Utilizando la prueba de Perron (1997) con particiones de la muestra total en dos y tres períodos, se encontró que la función de tendencia de la serie presentó quiebres en el primer semestre de 1980 (primera aceleración que se puede ver gráficamente), al finalizar el segundo semestre de 1990 (desaceleración en el número de secuestros con un aumento en la media), y a principios de 1999 (con una reducción en la tendencia pero un aumento en la media).

Se probó la robustez de las estimaciones utilizando la metodología –conceptualmente distinta– que estima la fecha de múltiples cambios en la función de tendencia (Bai y Perron, 1998 y 2001). Variando el número máximo de quiebres permitidos y la mínima distancia entre quiebres, se encontró evidencia a favor de un quiebre a principios de los años ochenta, a finales de 1987, a finales de 1991 y en el último semestre de 1997 (en 1999

---

número de secuestros realizados por grupos de delincuencia común en zonas urbanas. Ver, p. ej., Programa Presidencial para la Defensa de la Libertad Personal (2001, 14).



hay un quiebre también, pero los resultados varían entre un quiebre al principio o al final del año)<sup>38</sup>. Parece concluyente la evidencia a favor de un aumento en la tendencia a principios de los años ochenta, momento en el que hay una aceleración en la frecuencia de ocurrencia del delito, que coincide con dos fenómenos importantes: empieza la fase de urbanización del delito y se presentan los primeros nexos entre el narcotráfico y el secuestro (Rubio, 2005). Las pruebas con variables dicótomas de intervención apoyan la hipótesis de complementariedad entre el narcotráfico (principalmente el Cartel de Medellín) y el *boom* del secuestro, y tal como Rubio (2005) sugiere, hay varias pruebas sobre esto: en primer lugar, la valorización de la tierra en zonas rurales incentivó la migración de “clases urbanas acomodadas”, lo que le facilitó enormemente a los grupos guerrilleros la labor de investigación en etapas previas al secuestro y los operativos. En segundo lugar, la creación del grupo Muerte a Secuestradores tuvo efectos, positivos y negativos, sobre el secuestro. Por un lado, siendo el Cartel de Medellín un grupo al margen de la ley reconocido, el MAS aparece como una amenaza para los grupos guerrilleros y de delincuencia común dedicados al secuestro. Por otro lado, su creación es un primer impulso, rico en términos de recursos económicos, para la especialización de grupos de delincuencia común (de sicarios principalmente) dedicados exclusivamente a secuestrar, fenómeno que unos años después tomaría una fuerza indiscutible con la desaparición de los grandes capos del cartel. Por último, hay evidencia de que los capos de la droga utilizaron recurrentemente el secuestro con intereses diversos, que varían desde el secuestro político al secuestro extorsivo, fortaleciendo la hipótesis anterior de especialización en actividades de secuestro. Estos fenómenos coinciden con la aceleración sucesiva (dos cambios positivos en la función de tendencia) durante los años ochenta. Adicionalmente, no se debe minimizar el impacto que pudo tener la entrada en vigencia del Decreto-Ley 50 de 1987, coincidente con el máximo (local) que se presenta en 1991.

Los años noventa presentan un aumento significativo (y robusto) a finales de 1997 y principios de 1998, en la media y en la pendiente de la función de tendencia, que coincide con la alta variabilidad en el número de secuestros que caracterizó la vigencia de la zona de distensión para la realización de los diálogos de paz entre el gobierno de Andrés Pastrana y el grupo subversivo FARC. De todas maneras hay indicios de que el cambio en el nivel fue un poco anterior a la iniciación de la zona de distensión,

---

<sup>38</sup> Teniendo en cuenta que en 1999 se presenta un máximo global, es posible que la prueba haya detectado un quiebre en la parte creciente (principios de 1999) y un quiebre en la parte decreciente (finales de 1999).

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

fenómeno que hasta el momento no se ha podido identificar completamente. Esto mismo sucede con la reducción en la tendencia que se presenta a finales del milenio, pues aunque se traslapa con el final de la zona de distensión, también se presenta con algunos meses de anterioridad.

Los demás eventos de carácter legislativo (Ley 40 de 1993, Ley 282 de 1996 y la expedición del Código Penal de 2001<sup>39</sup>) parecen no tener efectos significativos, contradiciendo la defensa que han hecho diversos analistas y algunos organismos de seguridad del Estado. Sobre este asunto vale la pena mencionar que ninguno<sup>40</sup> de los cambios que se han hecho en materia legislativa para controlar el delito del secuestro parecen haber tenido los efectos para los que fueron diseñados, o por lo menos no hay evidencia estadística significativa que lo sustente.

Teniendo en cuenta que muchos de los efectos aquí analizados pueden operar con rezagos de varios meses, e incluso años (p. ej., el efecto de la Ley 282 de 1996 con los Grupos Gaulas se puede evidenciar años después, principalmente en los grupos de delincuencia común), y que se usaron máximo 12 meses de rezagos en todos los ejercicios de análisis de intervención, es posible que esos efectos no se hayan podido captar con las herramientas estadísticas utilizadas.

Además, hace falta explicar el aumento considerable del número de secuestros durante 1997, meses antes de la entrada en vigencia de la zona de distensión.

---

<sup>39</sup> Aunque no se probaron los efectos que pudo haber tenido la expedición del Código Penal de 2001, los cambios sutiles introducidos en la legislación vigente hasta el momento (aumento del mínimo y reducción del máximo en las penas para el secuestro extorsivo) contradicen la reducción en la tendencia que se presenta desde 1999.

<sup>40</sup> A excepción del Decreto-Ley 50 de 1987 que aumentó significativamente el número de secuestros.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
Mauricio Rubio y Daniel Vaughan

ANEXOS

ANEXO 1

Cuadro 1: Estacionalidad en retenes ilegales

Variable	Modelo 1	Modelo 2
C	7,77* (0,61)	-0,68* (-0,11)
Enero	-13,41* (-0,87)	-5,21* (-0,49)
Febrero	-14,51* (-0,94)	
Marzo	1,21* (0,08)	9,39* (0,89)
Abril	-8,72* (-0,57)	
Mayo	-8,00* (-0,52)	
Junio	-7,60* (-0,49)	
Julio	-16,91* (-1,05)	
Agosto	-11,05* (-0,69)	
Septiembre	0,41* (0,03)	
Octubre	1,48* (0,09)	
Noviembre	-7,46* (-0,46)	
Diciembre		8,15* (0,71)
Tendencia	0,94**** (5,68)	0,94**** (6,03)
R <sup>2</sup> ajustado	0,28	0,34

Nota: Los resultados no son sensibles a la inclusión de la tendencia. Las magnitudes, signos y significancias no varían considerablemente.

Cuadro 2: Pruebas de raíz unitaria-secuestro mensual

	Niveles		Primeras diferencias	
	DFA <sup>1</sup>	PP	DFA <sup>1</sup>	PP
Constante	-0,69*	-2,15*	-16,52***	-38,63***
Constante y tendencia	-2,47*	-5,46***	-16,54***	-38,64***
Ninguno	0,052*	-1,26*	-16,47***	-38,57***

<sup>1</sup> En los tres casos se incluyeron 4 rezagos de la variable en diferencias para que los residuos de la prueba fueran ruido blanco.

\* No se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria a ningún nivel de significancia.

\*\* Se puede rechazar la hipótesis nula al 5% de significancia.

\*\*\* Se puede rechazar la hipótesis nula al 1% de significancia.

Valores críticos de McKinnon.

DFA: Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada.

PP: Prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
Mauricio Rubio y Daniel Vaughan

Cuadro 3: Pruebas de cambio estructural con fecha conocida, Perron (1989)

Fecha	Lambda <sup>1</sup>	LBTEST <sup>2</sup>	Valor crítico 5% <sup>3</sup> correspondiente a lambda
1992:08			
Ley 40 en el Congreso	0,8	-1,841*	-4,04
1993:1			
Ley 40 en el Diario Oficial	0,8	-1,926*	-4,04
1993:12			
Sentencias Corte Constitucional (542 y 565/93)	0,8	-1,859*	-4,04
1994:7			
Corte Constitucional (213/94)	0,8	-1,915*	-4,04
1996:6			
(marchas País Libre)	0,9	-1,622*	-3,80
1996:12			
(marchas País Libre)	0,9	-1,211*	-3,80
1987:1 <sup>4</sup>			
(Decreto-Ley 50 de 1987)	0,7	-5,93****	-4,18

<sup>1</sup> Parámetro  $\lambda$  corresponde a la fracción sobre el total en donde se ubica el punto de quiebre.

<sup>2</sup> Prueba de autocorrelación residual de Ljung-Box. Criterio de selección del número de rezagos de la variable en diferencias (necesario para que los residuos estimados sean ruido blanco).

<sup>3</sup> Los valores críticos tabulados para el modelo B de Perron (1989, 1377) que permiten un cambio de tendencia únicamente dependen del valor de  $\lambda$ .

<sup>4</sup> Para probar los efectos del Decreto-Ley 50 de enero de 1987 se utilizó el período entre enero de 1965 y enero de 1995. Para los demás se utilizó toda la muestra. El resultado no es robusto: si se utiliza como criterio de selección de rezagos la prueba de autocorrelación de Ljung-Box, el estadístico es -3,47, no significativo.

Nota: en todos se utilizó como especificación el modelo C de Perron (1989) que permite cambio en la constante y en la tendencia simultáneamente, siendo éste el más general de los tres modelos.

\*\*\*\* significativo al 1%.

\*\*\* significativo al 5%.

\*\* significativo al 10%.

\* no significativo.

Cuadro 4: Resultados pruebas de cambio estructural con tres submuestras (Perron, 1997)

	FECHA	AIC	BIC	TTEST	FTEST	NOBS
Estimación con toda la muestra						
1965:1-2003:6	1983:6	-4,11*	-4,11*	-4,14*	-4,14*	426
Modelo 3		(20)	(20)	(17)	(17)	
Estimación con dos submuestras						
1965:1-1991:12	1985:12	-4,35*	-4,35*	-4,58**	-4,58**	324
Modelo 3		(20)	(20)	(18)	(18)	
1992:1-2003:6	1997:11	-3,30*	-3,30*	-3,68*	-3,68*	138
Modelo 2		(20)	(20)	(9)	(9)	
Estimación con tres submuestras						
1965:1-1985:7	1980:4	-4,16*	-12,23****	-11,51****	--6,78****	247
(modelo 3)		(20)	(0)	(0)	(7)	
1985:8-1994:10	1990:11	-6,74****	-6,74****	-6,74****	-6,74****	111
(modelo 2)		(20)	(20)	(20)	(20)	
1994:11-2003:6	1999:02	-4,63**	-4,63**	-4,32*	-4,58**	104
(modelo 2)		(20)	(20)	(6)	(19)	

Nota: para cada uno de los criterios de selección aparece el estadístico t del coeficiente correspondiente a la prueba de raíz unitaria (primer rezago de la variable dependiente)

\*\*\*\* significativo al 2,5%.

\*\*\* significativo al 5%.

\*\* significativo al 10%.

\* no significativo.

Valores críticos tabulados por Perron (1997, 362-363).

Entre paréntesis aparece el número de rezagos que el criterio seleccionó.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
Mauricio Rubio y Daniel Vaughan

Cuadro 5: Resultados prueba Bai y Perron (1998 y 2001)

	Fecha 1	Fecha 2	Fecha 3	Fecha 4	Fecha 5	BIC
Máx = 2 <sup>1</sup>	1988:4	1997:12				12,44
Máx = 3 <sup>1</sup>	1988:4	1997:12	1999:3			12,25
Máx = 4 <sup>1</sup>	1987:10	1991:08	1997:12	1999:3		12,04
Máx = 4 <sup>2</sup>	1987:10	1991:08	1996:7	1999:11		12,122
Máx = 5 <sup>2</sup>	1981:9	1987:10	1991:8	1996:7	1999:11	12,123

Nota: se realizaron tres ejercicios, dependiendo de cuántos cambios se permiten. Bai y Perron (2001, 16) sugieren utilizar el criterio información bayesiano, o criterio de Schwartz (BIC) para estimar el número de quiebres.

<sup>1</sup> Mínima distancia entre quiebres: 10 meses.

<sup>2</sup> Mínima distancia entre quiebres: 40 meses.

Cuadro 6: Pruebas de raíz unitaria para el secuestro sin tendencia

	Estadístico t	Rezagos
1965:1-1985:7	-11,98****	0
1985:8-1994:10	-7,20****	0
1994:11-2003:6	-6,28****	0

Nota: se utilizaron los tres períodos estimados con la prueba de Perron (1997). El número de rezagos se escogió utilizando la prueba de autocorrelación de multiplicador de Lagrange. Valores críticos de McKinnon.

\*\*\*\* significativo al 1%.

Cuadro 7: Identificación modelo ARIMA

	Primer período (1965:9 1985:7)	Segundo período (1986:08 1994:10)	Tercer período (1997:1 2003:06)
Modelo 1	AR( 1,8 ) 2,6858	AR( 1,12 ) 6,3015	AR( 1,25 ) 7,03
Modelo 2	MA( 1,8 ) 2,6560	ARMA(1, 12 ) 6,2870	ARMA( 25 , 1 ) 6,96
Modelo 3	ARMA(1, 8 ) 2,6817	MA(2) 6,32	AR(1) 7,06

Nota: en la segunda fila después del modelo estimado se encuentra el valor del criterio de información de Schwartz (BIC). Para que los BIC sean comparables los modelos deben ser estimados con el mismo número de observaciones. La muestra utilizada en cada período está entre paréntesis. Los residuos de todos los modelos sustitutos cumplen con el supuesto de que los residuos son ruido blanco.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
Mauricio Rubio y Daniel Vaughan

Cuadro 8: Resultados análisis de intervención

Rezago	0	1	2	3	4	5	Conv <sup>1</sup>	Efecto total <sup>2</sup>	BIC
MAS	5,10*	-3,45*	-3,45***	12,36****	-21,05****	16,11****	No	-1	2,69
PPley40	24,68*	-28,78*	-32,04*	1,33*	-	-	No	0	-
Ley40	-23,51*	16,65*	0,32*	-0,45*	9,81*	-	No	0	-
RESC	27,50**	-32,49**	-	-	-	-	No	-5	6,39
MESC	-1,94*	13,12*	21,20*	-16,13*	-	-	No	0	-
MMEX	-1,08*	77,76****	-73,98****	-	-	-	No	4	6,32
L282	208,8**	-209,3**	-	-	-	-	0,75	-2	7,03
MPL	53,76*	-203,58*	-37,50*	-	-	-	No	0	-
L50/87	-37,55****	-61,2****	46,15****	49,54****	-	-	-0,93	-2	6,33
ZONA	38,61***	-41,72***	-	-	-	-	No	-3	7,00

<sup>1</sup> El coeficiente de convergencia corresponde al parámetro estimado del denominador del operador de rezago. Si aparece no es porque el efecto es inmediato y, por lo tanto, no hay convergencia.

<sup>2</sup> Si no hay un coeficiente de convergencia al nuevo equilibrio (coeficiente del denominador del polinomio en el operador de rezagos) es la suma de los efectos significativos. En caso contrario se calcula de la siguiente forma:  $(c_0 + c_1 + \dots + c_k)/(1-a)$ , donde  $c_0, c_1, \dots, c_k$  son los coeficientes estimados para cada uno de los rezagos, y  $a$  es el coeficiente de convergencia estimado. El efecto total es aproximado.

Nota: Sólo los que tienen criterio BIC fueron significativos. Se probaron hasta 12 períodos de rezago en todas las variables de intervención.

Notación:

BIC: Criterio de Información de Schwartz. Comparable con los valores del cuadro 7.

MAS: Creación del movimiento Muerte a Secuestradores: diciembre de 1981.

PPley40: Presentación del Proyecto de Ley Antisecuestro. Iniciativa popular: agosto 26 de 1992.

Ley40: Vigencia de la mayor parte del articulado del Estatuto Antisecuestro (Ley 40 de 1993). Toma el valor 1 en el período de vigencia: febrero de 1993-noviembre de 1993. La sentencia C542/93 de la Corte Constitucional declara inexecutable varios de los artículos ahí contenidos (ver anexo 2).

RESC: Período de reclusión de Pablo Escobar Gaviria en La Catedral, julio/91-julio/92.

MESC: Muerte de Pablo Escobar Gaviria: diciembre de 1993.

MMEX: Muerte de Gonzalo Rodríguez Gacha (El Mexicano): diciembre de 1989.

L282: Expedición de la Ley 282 de 1996 (Creación del Gaula, entre otros; ver anexo 2), 26 de enero de 1996.

MPL: Marchas multitudinarias organizadas por la Fundación País Libre en varias ciudades del país, junio-diciembre/96.

L50/87: Decreto-Ley 50 de 1987, enero de 1987-enero de 1991.

ZONA: Vigencia de la zona de distensión para realizar los diálogos de paz entre el gobierno Pastrana y las FARC, octubre de 1998-febrero de 2002.

\*\*\*\* significativo al 1%.

\*\*\* significativo al 5%.

\*\* significativo al 10%.

\* no significativo.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

ANEXO 2: FECHAS UTILIZADAS EN LOS EJERCICIOS DE INTERVENCIÓN

1. Legislación

a. Presentación del Proyecto de Ley Antisecuestro: 26 de agosto de 1992

El 26 de agosto de 1992, la Fundación País Libre presentó al Congreso el proyecto de Ley Antisecuestro, primera (y única) iniciativa presentada por iniciativa popular, mecanismo implementado en la Constitución de 1991.

b. Publicación en el Diario Oficial de la Ley 40 de 1993: 20 de enero de 1993

El 20 de enero de 1993 se publicó en el Diario Oficial la Ley 40 de 1993 (Ley Antisecuestro) que contempla aumentos generales en las penas y una ampliación de las conductas punibles, tal como la celebración indebida de contratos de seguro, el favorecimiento y la receptación. Adicionalmente, contempla el congelamiento de los bienes de la familia, y penaliza el pago de dinero para la liberación del secuestrado. Las sentencias C542/93 (24 de noviembre de 1993) y C565/93 (7 de diciembre de 1993) declaran inexecutable y executable varios de los artículos ahí contemplados<sup>41</sup>.

c. Publicación en el Diario Oficial de la Ley 282 de 1996: 23 de enero de 1996

La Ley 282 de 1996 creó el Consejo Nacional de Lucha contra el Secuestro y demás Atentados contra la Libertad Personal (CONASE), “como órgano asesor, consultivo y de coordinación en la lucha contra los delitos contra la libertad individual, en especial el secuestro y la extorsión”<sup>42</sup>. Modificó el Programa Presidencial para la Lucha contra el Secuestro (Decreto 1465 de 1995), por el Programa Presidencial para la Defensa de la Libertad Personal que, grosso modo, estaría encargado de coordinar y planear una estrategia de largo plazo en la lucha de los delitos contra la libertad, en especial, en especial el secuestro y la extorsión. Se crearon los Grupos de Acción Unificada por la Libertad Personal (GAULA), como unidad inteligencia, operativa e investigativa especializada que debían reemplazar a los grupos UNASE, creados por la Ley 40 de 1993. En el capítulo II, la Ley 282 hace algunas modificaciones e inclusiones al régimen penal: quien contribuya directa o indirectamente en la comisión de secuestro extorsivo o extorsión incurrirá en pena de 15 a 30 años de prisión. Además, la Ley adiciona un agravante al Artículo 2 de la Ley 40 de 1993 a quien trafique con el secuestrado durante su cautiverio. El Artículo 18 permite a la Fiscalía General interceptar comunicaciones, y en el Artículo 19 la Ley obliga a las empresas de telecomunicaciones a suministrar información que sea útil en la investigación de secuestros.

d. Vigencia Decreto-Ley 50 de enero de 1987

---

<sup>41</sup> La sentencia C542/93 declara inexecutable los Artículos 18, 19, 20, 21 y 24 (vigilancia administrativa de los bienes, acciones y excepciones, sanciones, informes y autorizaciones y otorgamiento de fianzas y avales) y parcialmente inexecutable los Artículos 12, 16, 25 y 26 (celebración indebida de contratos, sanciones imponible al servidor público, sanciones a empresas nacionales y extranjeras y contratos de seguros, respectivamente). La sentencia C565/93 declara executable los Artículos 1, 28, 29 y 30 (definición y penas secuestro extorsivo, modificaciones al Artículo 44 del Código Penal, Sobre el Homicidio, modificación al Artículo 324 del Código Penal).

<sup>42</sup> República de Colombia, Ley 282 de 1996.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

2. Otras fechas utilizadas<sup>43</sup>:

a. Reclusión de Pablo Escobar en La Catedral: julio de 1991-julio de 1992

Una de las hipótesis que se manejó en su momento<sup>44</sup> fue que durante la reclusión y muerte de los grandes capos de la mafia, el desempleo derivado en las actividades ilegales, como el sicariato, se trasladó hacia otro tipo de actividades del crimen como el secuestro. Con esta variable *dummy* se busca probar los efectos que pudo haber tenido el tiempo de reclusión de Pablo Escobar.

b. Muerte de Pablo Escobar: diciembre de 1993

c. Muerte de Gonzalo Rodríguez Gacha “El Mexicano”: diciembre de 1989.

d. Marchas a nivel nacional organizadas por País Libre: junio – diciembre de 1996

Durante el segundo semestre de 1996 la Fundación País Libre organizó una serie de marchas en varias ciudades del país y que convocó a una multitud de personas. Se quiere probar si este tipo de actos de concientización a la gente tiene efectos (positivos sobre el número de denuncias) o negativos (sobre el número de delitos cometidos) sobre el secuestro.

e. Creación del movimiento Muerte a Secuestradores (MAS): diciembre de 1981

A finales de 1981 los capos el Cartel de Medellín crean el movimiento Muerte a Secuestradores (MAS) como respuesta al secuestro de Martha Nieves Ochoa, hermana de Jorge Luis Ochoa, uno de los jefes del Cartel. El MAS fue fundado por más de 200 narcotraficantes, cada uno de los cuales puso 2 millones de pesos<sup>45</sup>. La inclusión de esta *dummy* tiene por objeto probar si la creación del MAS tuvo efectos negativos sobre el número de secuestros, o si, como la prensa del momento relata<sup>46</sup>, le dio un impulso a los secuestros del Cartel y de la delincuencia común.

f. Exploración y explotación del pozo de Caño Limón: diciembre de 1985

Otra hipótesis que se maneja usualmente<sup>47</sup> es que el auge en la industria petrolera y minera, con la llegada de numerosos contratistas extranjeros, influyó positivamente sobre las tasas de secuestro en Colombia. Se quiere probar si estos efectos son estadísticamente significativos.

g. Zona de distensión para los diálogos de paz con las Fuerzas Armadas Revolucionarias de Colombia (FARC)

En octubre de 1998, unos meses después de haberse posesionado como Presidente de la República, el gobierno de Andrés Pastrana ordena la desmilitarización de cinco municipios del sur del país (Mesetas, La Uribe, La Macarena, Villahermosa y San Vicente del Caguán), para facilitar la iniciación de los diálogos de paz con el grupo subversivo FARC. El fin de la zona se decreta luego del secuestro de un avión comercial donde viajaba el senador Eduardo

---

<sup>43</sup> Varias de estas fechas se analizan en Rubio (2003).

<sup>44</sup> Revista *Semana* 405, “El desempleo del sicariato”.

<sup>45</sup> *Semana*, 16 de marzo de 1987, “Los carteles de la coca”.

<sup>46</sup> *Semana*, 26 de julio de 1982, “El impuesto del miedo”.

<sup>47</sup> Por ejemplo, Pax Christi (2002, especialmente la sección 5.5).



ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

Gechen Turbay, y de hacer públicas las pruebas sobre el uso de la zona para actividades ilegales, entre ellas el secuestro y el narcotráfico.

ANEXO 3: CATEGORÍAS Y OCUPACIONES DE LAS VÍCTIMAS

	Fuerza pública	Funcionario público	Particulares
Agente Ponal	X		
Armada	X		
Cadete Fuerza Aérea	X		
Civil al servicio del Ejército Nacional	X		
DAS	X		
Detective DAS	X		
Ejército	X		
FFMM	X		
Infante	X		
Nivel ejecutivo Ponal	X		
Oficial (r) Ejército	X		
Oficial (r) Ponal	X		
Oficial Ejército	X		
Oficial Ponal	X		
Ponal	X		
Soldado Ejército	X		
Suboficial (r) Ejército	X		
Suboficial Ejército	X		
Suboficial Ponal	X		
Alcalde		X	
Aspicarpub		X	
Clérigo		X	
Concejaj		X	
Contralor		X	
Corregidor		X	
Cura		X	
Delegado registro		X	
Emppub		X	
Excalcalde		X	
Exfunpub		X	
Fiscal		X	
Funpub		X	
Guardián		X	
Inspector		X	
Juez		X	
Jurado votación		X	
Notario		X	
Obispo		X	
P.lib		X	
P.up		X	
Personero		X	
Político		X	
Procuradora		X	
Ptj		X	
Registrador		X	
Religioso		X	

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

Sacerdote	X	
Senador	X	
Abogado		X
Acción		X
Administrador		X
Administrador finca		X
Agricultor		X
Agrónomo		X
Albañil		X
Ama de casa		X
Antropóloga		X
Arquitecto		X
Artesano		X
Artista		X
Asesor		X
Asesor comercial		X
Asesora de ventas		X
Asistente		X
Auditor		X
Aux.so		X
Avicultor		X
Ayudante		X
Bacteriólogo		X
Banane		X
Biólogo		X
Cajera		X
Camarógrafo		X
Cantante		X
Cañicultor		X
Carnicero		X
Carpintero		X
Chalupero		X
Ciclista		X
Comerciante		X
Comunicador		X
Conductor		X
Constructor		X
Contador		X
Contador publico		X
Contr.aéreo		X
Contratista		X
Copiloto		X
Deportista		X
Desconocido		X
Director		X
Dirige		X
Diseñador		X
Doctor		X
Ebanista		X
Economista		X
Ejecutivo		X
Electricista		X
Empleado		X
Empresario		X

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

Enfermero	X
Entrenador	X
Escolta	X
Estilista	X
Estudiante	X
Ex gerente	X
Extranjero	X
Farmacéuta	X
Filósofo	X
Floricultora	X
Fotógrafo	X
Futbolista	X
Ganadero	X
Geólogo	X
Gerente	X
Hacendado	X
Hogar	X
Indígena	X
Industrial	X
Ingeniero	X
Investigador	X
Joyero	X
Locutor	X
Marinero	X
Mecánico	X
Médico	X
Menor	X
Mensajero	X
Mesero	X
Minero	X
Modelo	X
Modista	X
Motorista	X
Músico	X
Navegante	X
Nutricionista	X
Obrero	X
Odontólogo	X
Operador	X
Óptometra	X
Ornamentador	X
Otros	X
Pagador	X
Palmicultor	X
Pastor	X
Pensionado	X
Periodista	X
Pescador	X
Piloto	X
Pintor	X
Profesor	X
Promotor	X
Psicólogo	X
Publicista	X

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

Químico	X
Recaudador	X
Recluso	X
Revisor	X
Secretaria	X
Secretario	X
Sin establecer	X
Sindicalista	X
Sociólogo	X
Subgerente	X
Supervisor	X
T.soci	X
Taxista	X
Técnico	X
Técnico agropecuario	X
Tecnólogo	X
Tesorero	X
Textil	X
Topógrafo	X
Trabajadora social	X
Tramitador	X
Transportador	X
Vendedor	X
Veterinario	X
Vigilante	X
Zapatero	X
Zootecnista	X

---

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Andrews, D. W. K. "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica* 61, 1993.
2. Bai, J. y P. Perron. "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica* 66, 1998.
3. Bai, J. y P. Perron. "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", mimeo, 2001.
4. Box, G. E. P y G. C. Tiao. "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Journal of the American Statistical Association* 70, 349, 1975.
5. Enders, W. *Applied Econometric Time Series*, New York, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, John Wiley & Sons, 1995.
6. Maddala, G. S y K. In-Moo. *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge, Cambridge University Press, 1998.
7. Ng, S. y P. Perron. "Unit Root Tests in ARMA Models with Data - Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association* 90, 429, 1995.
8. Pax Christi Holanda. *La industria del secuestro en Colombia. ¿Un negocio que nos concierne?*, Utrecht, 2002.
9. Perron, P. "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica* 57, 6, 1989.

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DEL SECUESTRO EN COLOMBIA  
*Mauricio Rubio y Daniel Vaughan*

10. Perron, P. "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics* 80, 1997.
11. Programa Presidencial para la Defensa de la Libertad Personal. *El secuestro en Colombia*, Bogotá, 2001.
12. Rubio, M. *Del rapto a la pesca milagrosa. Breve historia del secuestro en Colombia*, Bogotá, Universidad Externado de Colombia, 2005.
13. Rubio, M. *Hágale, hermano! Secuestro, narcotráfico y otras alegres audacias del M-19*, Bogotá, Grupo Método, en imprenta, 2007.
14. Santos, F. "Legislación antisequestro. Qué sirve y qué no", A. P. Gómez, ed., *Memorias del Seminario Internacional de Violencia, Secuestro y Terrorismo*, Bogotá, Departamento de Psicología, Universidad de los Andes, 1997.
15. Wang, J. y E. Zivot "A Time Series Model of Multiple Structural Changes in Level, Trend and Variance", *Economics Working Paper Archive at WUSTL*, 1999, <http://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpem/9903002.htm>

## ÍNDICE DE “DOCUMENTOS DE TRABAJO”

No.	Autor	Título	Año
1	Juan Santiago Correa	Urbanismo y transporte: el tranvía de Medellín (1919-1950)	2002
2	Álvaro Hernando Chaves Castro y Helmuth Yessid Arias Gómez	Cálculo de la tasa interna de retornos educativos en Colombia	2002
3	Fernando Bernal Castillo	Gobernanza pública, violencia y políticas de alivio a la pobreza. La ampliación del marco conceptual del Programa Familias en Acción	2003
4	Sandra Liliana Guerrero S.	Evaluación de la racionalidad del plan de descontaminación del río Bogotá a partir del análisis de costo mínimo y tasa retributiva	2003
5	Humberto Bernal Castro y Byron Ortega Gaitán	¿Se ha desarrollado el mercado secundario de acciones colombiano durante el periodo 1988-2002?	2004
6	Liliana Chicaíza	Valoración de primas de reaseguro para enfermedades catastróficas utilizando el modelo de Black-Scholes	2005
7	Rosaura Arrieta Flórez, Aura García y Elsa Doria	Movilidad social en el asentamiento subnormal de Ranchos del Inat 2004	2005
8	Álvaro Hernando Chaves Castro	Evolución de la productividad multifactorial, ciclos y comportamiento de la actividad económica en Cundinamarca	2005

No.	Autor	Título	Año
9	Liliana López Chamorro y Fabio Fernando Moscoso	La eficiencia portuaria colombiana en el contexto latinoamericano y sus efectos en el proceso de negociación con Estados Unidos	2005
10	Andrés Felipe Giraldo Palomino	La neutralidad del dinero y la dicotomía clásica en la macroeconomía	2005
11	Diego F. Baracaldo, Paola L. Garzón y Hernando E. Vásquez	Crecimiento económico y flujos de inversión extranjera directa	2005
12	Mauricio Pérez Salazar	Mill on Slavery, Property Rights and Paternalism	2006
13	Fabio Fernando Moscoso y Hernando E. Vásquez	Determinantes del comercio intra-industrial en el grupo de los tres	2006
14	Álvaro Hernando Chaves Castro	Desestacionalización de la producción industrial con la metodología X-12 ARIMA	2006
15	Omar Fernando Arias Reinoso	El proceso de fluctuación dinámica de la economía colombiana: reconsideraciones teóricas sobre un fenómeno empírico	2006
16	Homero Cuevas	La empresa y los empresarios en la teoría económica	2007
17	Álvaro Hernando Chaves Castro	Ventajas comparativas del sector agropecuario colombiano en el marco de los recientes acuerdos comerciales	2007
18	William Lizarazo Malambo	La controversia del capital y las comunidades científicas	2007

No.	Autor	Título	Año
19	Mario García Molina y Edna Carolina Sastoque Ramírez	Pasiones e intereses: la guerra civil de 1876-1877 en el Estado Soberano de Santander	2007
20	José Gil-Díaz	Ministerio de Finanzas: funciones, organización y reforma	2007
21	Mauricio Pérez Salazar	Economía y fallos constitucionales: la experiencia colombiana desde la vigencia de la carta política de 1991 hasta 2003	2007
22	Mauricio Rubio y Daniel Vaughan	Análisis de series de tiempo del secuestro en Colombia	2007