

HISTORIA E HISTÉRESIS: ¿Son Persistentes Los *Shocks* Exógenos Sobre la Tasa de Homicidio en Colombia?*

Carlos Federico Andrés Vallejo Mondragón*

Resumen:

Abstract:

Palabras Clave: Cliometría, Ciclo de la Violencia Política, Test de raíces unitarias, Estacionarización de series temporales

Keywords:

Clasificación JEL:

Introducción

La extracción de Componentes Determinísticos: Una alternativa de estacionarización de la serie

Para iniciar esta discusión, retomemos la idea de los conceptos clave de los modelos de pronóstico con series de tiempo, una serie temporal, en términos generales, se compone básicamente de los siguientes elementos que la describen: Una componente **tendencial de largo plazo** (T), el cual señalará si el valor promedio es creciente, decreciente o constante en el tiempo; un componente **estacional** (E) el cual nos habla de que hay cierto patrón que se repite en las mismas fechas, un componente de **ciclo** (C) que nos dice cómo se comporta la serie alrededor de la tendencia, y finalmente un componente de **irregularidad** (I). Así, en el caso que nos ocupa de la tasa de homicidios por cada 100mil habitantes para Colombia tenemos

$$TH_t = T_t + E_t + C_t + I_t \quad (1)$$

Por tratarse de series anuales —de 1946 a 2005— no tendremos componente estacional, por tanto la identidad anterior quedaría

$$TH_t = T_t + C_t + I_t \quad (2)$$

* Documento en preparación.

* Estudiante de la Maestría en Economía Aplicada. Facultad de ciencias Sociales y Económicas, Universidad del Valle. Miembro del grupo de investigación Gestión y Política Pública —categoría A Colciencias— Facultad de Administración Universidad del Valle. Cali Colombia. Mail: vallejofederico@gmail.com.

Ahora bien, los componentes de ciclo y tendencia —de existir en la serie— se caracterizan por presentar patrones deterministas, en ese sentido cuando es analizada la solución de una ecuación en diferencias tendríamos que los patrones deterministas (T y C) implican que éstos tienen efectos permanentes sobre la serie estudiada; ello en oposición al componente irregular, que no presenta efectos permanentes sobre la serie —justamente esto hace a la serie no estacionaria. Estas tendencias deterministas se caracterizarían por depender “únicamente de la evolución del tiempo”. Ahora si a la explicación tendencial le añadimos un componente autor regresivo (A_t), es decir la variable explicativa retardada TH_{t-k} “podríamos” tener un proceso estacionario sobre una tendencia. La identidad quedaría

$$TH_t = T_t + C_t + A_t + I_t \quad (3)$$

Donde A_t es una función de los rezagos de TH .

Ahora bien, desde un punto de vista teórico, si bien muchas series de tiempo en economía, presentan claramente tendencias que se describirían como “determinísticas”, es claro que su evolución no depende —vista en términos teóricos— simplemente del “paso del tiempo”. Por ejemplo la tasa de escolaridad o el PIB nominal son crecientes, pero no por el paso del tiempo; hay un comportamiento económico-social detrás, y por ello se requiere de una teoría que pueda explicar ese crecimiento en el tiempo. Es decir, teóricamente no podemos asumir que sean generados por procesos deterministas. Dicho en otras palabras, esos procesos sociales (teorizables) no se producen de manera constante, invariable, totalmente predecible a lo largo del tiempo.

La manera de solucionar este problema por parte de los macroeconomistas en particular es asumir la existencia de componentes deterministas con efectos permanentes en el tiempo pero de naturaleza estocástica —nótese que se parte de un supuesto—. Esos componentes estocásticos que impactan permanentemente la evolución de la variable, son la forma de modelar *shocks* exógenos. Ahora bien, cada uno de esos permanentes impactos aleatorios pueden tener efectos permanentes o no sobre la serie.

En este sentido, para estudiar el carácter de la permanencia o no de los efectos de eso *shocks* sobre la serie se hace necesario aislarlos de las componentes tendenciales. Es decir, se debe des-estacionarizar la serie. Si no existe tendencia se dice que hay una estacionariedad o no tendencia, por lo menos en media, aunque se debe buscar también la estacionariedad en varianza (criterio débil de estacionariedad). Así, como sabemos, a la vista de su gráfico, la serie estacionaria presentará un valor promedio constante a lo largo del tiempo.

Como se sabe, para desestacionarizar la serie existen dos procedimientos: uno que es utilizado en el contexto de modelos ARIMA es la diferenciación sucesiva. El otro consiste en extraer los componentes de tendencia a través de calcular una regresión de la serie estudiada en el tiempo

$$TH_t = g(t) + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde $g(t)$ puede ser una función lineal o no. Ahora bien, si la variable tiene los componentes

$$TH_t = T_t + C_t + A_t + I_t \quad (5)$$

El error de esta regresión $TH_t = g(t) + \varepsilon_t$ contendrá los efectos auto-regresivos y espurios de la serie. Es decir reemplazando en la identidad

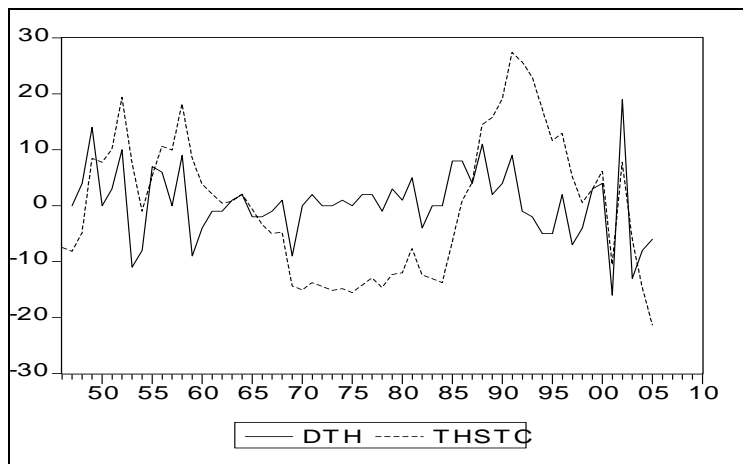
$$\begin{aligned} TH_t - T_t - C_t &= A_t + I_t \\ TH_t - g(t) &= \varepsilon_t \cong A_t + I_t \end{aligned} \quad (6)$$

Ahora bien, cuando se usa la estrategia de diferenciar la serie se tiene

$$\begin{aligned} TH_t &= T_t + C_t + A_t + I_t \\ \Delta TH_t &= \Delta T_t + \Delta C_t + \Delta A_t + \Delta I_t \end{aligned} \quad (7)$$

Si ΔTH_t es estacionaria, sería “bueno” para la estimación ARIMA, pero podríamos haber cometido un error. Como sugiere la ecuación anterior, la diferenciación de la serie implica pérdida de información pues al diferenciar no podemos estar seguros de qué componentes de la serie fueron sustraídos —pues no conocemos el verdadero PGD, sólo lo suponemos—. Es decir, si bien la serie se estabiliza en medias, se pierde información sobre el ciclo o sobre formas no lineales de tendencia.

Amanera de ejemplo, supongamos por un momento que la componente de tendencia es lineal, $T = TH = \alpha + \beta t$ y comparemos los métodos gráficamente:



Como muestra la gráfica anterior, efectivamente mientras los errores de la regresión (THSTC) eliminan la tendencia lineal, conservan el ciclo, en oposición a ello, las primeras diferencias parecen haber afectado parte del ciclo además del componente tendencial.

Sin embargo, lo que interpretamos provisionalmente como un “ciclo” pudo ser generado por un paseo aleatorio, en particular si este PGD es un paseo aleatorio con varianza grande. El profesor Mahía (1999) muestra cómo un paseo aleatorio —en muestras pequeñas ($n=100$)— cuando $\varepsilon_t(0, \sigma)$ tiene una varianza grande puede generar sucesiones de observaciones que se describen bien por una función determinística cuadrática o de orden superior¹. En ese caso, estaríamos intentando preservar una componente ciclo que en realidad no existe.

En ese sentido, tal como lo señalan Nelson y Kang (1981) (citados por Madalla (1996) Pág. 658), “...los resultados de la auto correlación son espurios siempre que se elimine la tendencia de una serie de **diferencia estacionaria** [con tendencia marcada por la acumulación de errores, de un proceso aleatorio], **o se diferencie una serie de tendencia estacionaria** [determinístico]”.

Como no conocemos el verdadero PGD, la pregunta que inexorable surge es: ¿Cual de los dos problemas es menos grave?

Según Madalla (Pág. 301) “...las consecuencias de diferenciar [una serie] cuando no es estacionaria son mucho menores que no hacerlo cuando es apropiado (cuando los datos son DSP —Proceso en Diferencia Estacionarias o autoregresivos con una raíz unitaria)”. Ello es así porque en un modelo autoregresivo los errores se acumulan y, por tanto la diferenciación no sólo estabiliza la serie en medias sino que además convierte a la serie no estacionaria en varianza en una estacionaria en varianza. Por ejemplo si se tiene una raíz unitaria, al restar los errores anteriores y dejar sólo el contemporáneo. De otro lado, como sabemos, si la serie no es DSP si no TSP entonces estaríamos introduciendo un proceso MA pues el error anterior se sumaría (restaría) al diferenciar, es decir los errores estarían correlacionados, ello como se sabe genera en el estimador MCO un problema de reducción de la eficiencia pero no de la consistencia. Es pues un argumento a favor de la diferenciación. De ahí que la práctica de diferenciar sea tan popular y de uso generalizado.

Como vemos, estos elementos de la discusión se presentan a favor de la diferenciación como estrategia, y al no conocer el verdadero PGD serían de gran peso. Dicho en otras palabras, si suponemos que no podemos inferir a priori la forma del PGD. No obstante, creemos que muy posiblemente se ha llevado al extremo la filosofía del proceso Box-Jenkins, recordemos que los Modelos ARIMA se formulan en el contexto de **realizar una Predicción** de una variable y No en el contexto de buscar una **descripción o explicación de un fenómeno social**.

Creemos, por su puesto, que la situación no es la misma si desde el sustento de la teoría socioeconómica o desde hechos estilizados — y no únicamente desde la teoría estadística— como criterio se plantea un posible PGD. En ese sentido, no podemos obviar los elementos de la teoría económica como elementos claves en la modelación, pues los criterios hasta aquí expuestos son de carácter estadístico. Si hay, desde la teoría, serias razones para

¹ Por supuesto, cuando la varianza es pequeña, el paseo aleatorio describe —aun en muestras pequeñas— tendencia lineal, tal como señala la teoría. Igual ocurre cuando la muestra crece. Esto se puede simular fácilmente en Excel.

suponer un proceso que no dependa de términos auto regresivos sería un error incluirlos. Asimismo, si hay un proceso social que se sucede en el tiempo (aunque no dependa de éste) aparecerá correlacionado a él mismo, parecería en este caso necesario y válido, modelar con procesos tendenciales (lineales o no)².

Matizando, la tesis extrema de la llamada “Crítica de Lucas”, podemos indicar que: los parámetros que definen un PGD para una variable socioeconómica, pueden cambiar en el tiempo —argumento que va en el mismo sentido, del cambio estructural— ó pueden ser un PGD cuyos parámetros fijos implican una correlación con procesos temporales lineales o no.

Las implicaciones de lo anterior en el contexto de los *test* básicos de raíces unitarias (Dickey y Fueller) nos hacen sospechar de los mismos, podríamos aceptar la existencia de una raíz unitaria sin que esta exista realmente en el PGD. La referencia Básica al respecto citada por varios autores es Enders W.(1995) y Perron (1989). Una Presentación de este problema, en estudios empíricos concretos se puede encontrarse en Castellar y Uribe (2002) y en Correa *et al* (*sine facta*). Una ilustración con datos simulados se encuentra en el trabajo de Mahía (1999).

La Reorganización del Régimen de Estado y el Ciclo de la Tasa de Homicidios en Colombia 1946-2005

En el caso que nos ocupa sobre la tasa de homicidios es clave entender la violencia no como un problema “de inamovilidad cultural” estrictamente si no como un problema de racionalidad de ciertas organizaciones. Como dijo Marx: “*la violencia es la partera de la historia*” y el caso Colombiano parece así confirmarlo. Tal aseveración tiene mucho sentido si observamos los ciclos de la violencia en Colombia, y las motivaciones del hecho violento analizado: el Homicidio. Una observación de partida clave para entender lo anterior es que, como dice Boris Salazar: “*En Colombia no se mata: se manda a matar*”. Lo cual implica la existencia de aparatos de seguridad, mesnadas particulares, insurgencia, oficinas de sicarios, las cuales en tanto organizaciones —conjunto de personas reunidas con un fin específico— toman sus decisiones sobre matar o mandar a matar con base en factores que claramente están determinados por elementos económicos y políticos.

Así por ejemplo, la Violencia de los años 40`s y 50`s no se puede entender como la simple rivalidad partidista, eso sería lo que la realidad nos manifiesta en su apariencia. Aunada a ella hay que entender que se dio un proceso de reorganización del régimen de estado, de expropiación de la tierra y del control territorial por ciertos gamonales, como indica el profesor Calero “*muchos de los negocios de compra de tierras en el sur del Valle del Cauca, hechas por familias hoy muy prestantes, se hicieron con las viudas en los años 40`s*

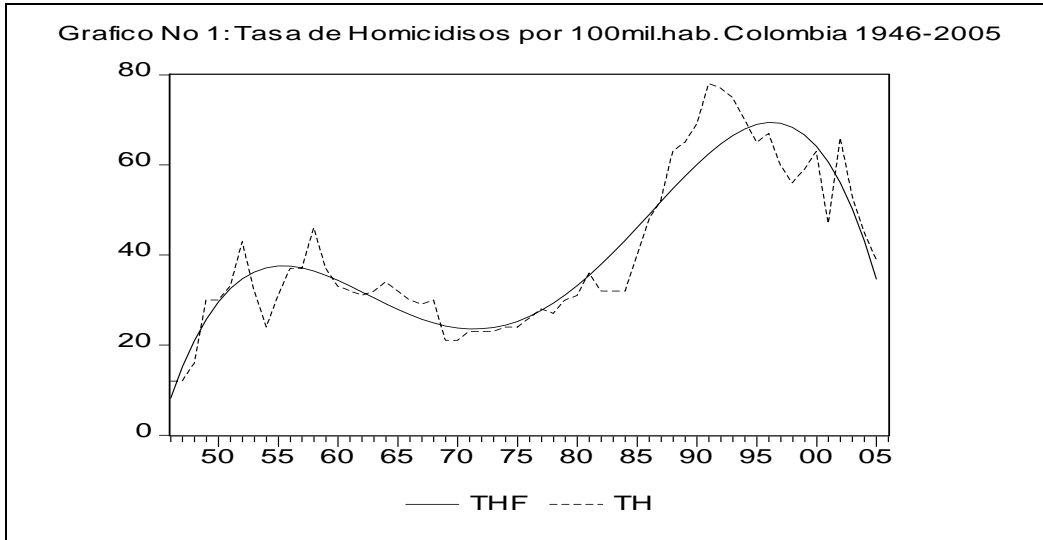
² Recordemos lo que se dijo sobre proceso como el incremento de la tasa de escolaridad, ello obedece a una política que se desarrolla en el tiempo, por eso el tiempo sería un buen Proxy de los resultados de esa política sistemática. Caso similar ocurre cuando se utilizan variables indicadoras DUMMY, para por ejemplo captar fenómenos como Guerras en los modelos multivariados con series temporales. La diferencia es que la indicadora señala el cambio del valor de un parámetro por un evento ocurrido en el tiempo mientras que la tendencia “determinista” funge como Proxy del proceso mismo.

y 50`s”; otro tanto ocurrió por la misma época en el Norte del Valle según informa el investigador Adolfo Atehortúa (1995).

Posteriormente, la necesidad de aparatos militares para asegurar el cumplimiento de los contratos del narcotráfico fue un hecho que en los años 60`s y 70`s, implicó por ejemplo un proceso de la cooptación de la policía de Cali por el narcotráfico quien la puso a su servicio, habida cuenta de sus propias mesnadas de sicarios. Aun que en este caso el aparato militar y su capacidad de violencia y muerte fungían más como elemento que corregía el problema institucional derivado de la no legalidad de la actividad comercial. Así, una lógica diferente a la de la expropiación movería este fenómeno: el mafioso no está interesado en matar a todo el que haga negocios con él, pero sí debe tener una reputación que asegure que le paguen lo convenido en sus contratos. Vallejo Federico (2004).

Más contemporáneamente, después de los años 90`s la descentralización fiscal y la diversificación del portafolio de actividades de los “señores de la guerra” implicaron la cooptación de los municipios, lo cual implicó desplazar a agentes que antes tenían el control territorial —legal o no—. Así, el “Régimen de Ralito” si bien generó y viene generando altas tasas de asesinatos en los municipios recién cooptados, éstas deberán de tender a disminuir una vez el control se establece. Sin embargo, las mesnadas —y su capacidad de violencia— como elemento disuasivo y, en ese sentido elementos de violencia “menores” son necesarios para disuadir a quienes habitan en esas comunidades, para así mantener el orden —ya que su orden no es legal, ni legítimo, pues el uso legítimo de la fuerza como sabemos está depositado en del Estado. Vallejo y Delgado (2005), Duncan Gustavo (2005).

Por lo anterior parece razonable plantear un ciclo de violencia en Colombia en función de cambios en las “governanzas” o reglas de juego social que expresan no sólo la correlación de fuerzas entre diferentes grupos en conflicto, sino que, también, expresan las contradicciones entre las clases dominantes en su lucha por mantener la hegemonía y el control sociopolítico del país. Así, ciclos de violencia surgen cuando facciones de la burguesía tradicional y la “burguesía emergente” se enfrentan en su proyecto de establecer un nuevo régimen. Periodos de “paz” se establecen cuando una facción domina totalmente a la otra o las emergentes apenas se están gestando. Por ejemplo, el periodo de mediados de los años 60`s a los 80`s es de “*fatua pacis*” pues es el periodo donde se gestan las contradicciones de la “lumpen burguesía mafiosa” que desde mediados de los años 80`s intentarían establecer su hegemonía en un nuevo régimen que podríamos denominar Régimen de Ralito —que no pacto de Ralito—, el cual ya comienza a estabilizarse, concretando la hegemonía ganada por estas clases emergentes.



Para volver al asunto de la econometría, con la justificación anterior, basta decir que es razonable ver el problema de la violencia como un ciclo. Podemos a grandes rasgos identificar dos ciclos casi completos en el periodo estudiado. De mediados de los 40's a mediados de los 70's y de esa época a hoy. Una aproximación de un polinomio grado cuatro, describiría bien la tendencia-ciclo de la serie, por lo menos en el periodo, pues a largo plazo o a mediano plazo el polinomio grado cuatro generaría una inercia de tasas de homicidios cada vez más bajas. Sin embargo, para efectos de describir la serie en el periodo de referencia y predecir uno o dos años tal polinomio resulta razonable.

Introducción de Elementos Tendenciales: La extracción del ciclo y el análisis de componentes autoregresivos

Como habíamos a notado arriba, sustraer mediante una regresión en el tiempo los elementos no autoregresivos de la serie, nos remite a examinar los componentes autoregresivos — A_t —tomando como materia prima los errores de la regresión $TH_t = g(t) + \varepsilon_t$ pues por definición

$$\begin{aligned} TH_t - T_t - C_t &= A_t + I_t \\ TH_t - g(t) &= \varepsilon_t \cong A_t + I_t \end{aligned} \quad (8)$$

Debemos entonces optar por una forma funcional para $g(t)$. A nosotros, nos parece razonable el polinomio grado 4 que recoge los elementos de Tendencia-Ciclo. Pero como un mero juego estadístico veamos las gráficas de los errores de los siguientes modelos:

$$TH_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t$$

Modelo I

$$TH_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t$$

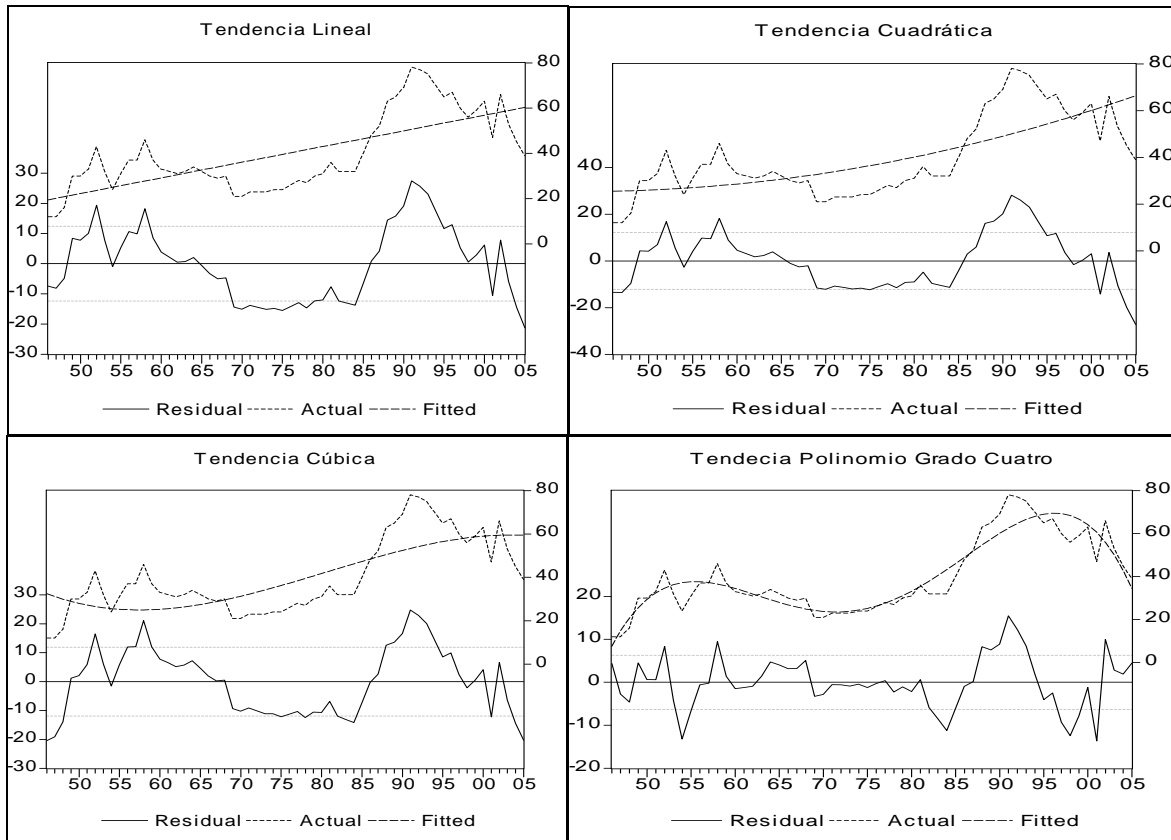
Modelo II

$$TH_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \varepsilon_t$$

Modelo III

$$TH_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \beta_4 t^4 + \varepsilon_t$$

Modelo IV



Como vemos el efecto de eliminar la tendencia (Modelo I) sería equivalente a rotar la serie original hasta llegar al ángulo de 180° , es decir quedar horizontal. En ese caso los elementos ciclo y autoregresivos se mantendrían (ver la correspondencia con los errores). Nótese cómo a medida que se incrementa el grado del polinomio los elementos que consideramos ciclo son extraídos.

De esta forma el polinomio de grado cuatro parece describir más claramente lo que ha ocurrido con la tendencia-ciclo de la TH en Colombia en el periodo analizado: Una tendencia con ciclos expansivos crecientes. El primer ciclo completo de 1946 a 1973 y el segundo de 1974 a la fecha. Nótese que el ciclo se cierra —el valle de la serie— con valores más altos que los del periodo anterior. Ello sugiere que hay algún tipo de memoria en el proceso de generación de la tasa de homicidios, por lo menos en el polinomio de grado 4. Dicho de otra forma, sugiere algún tipo de proceso auto regresivo en el PGD de la serie.

A continuación presentamos las regresiones determinísticas a partir de las cuales se extrajeron la componente tendencial y cíclica de la serie.

Como puede apreciarse en la tabla siguiente todos los coeficientes estimados para las constantes son significativos de acuerdo con el estadístico t asociado, excepto en el polinomio de grado cuatro para la constante —P-val.= 0.8745. No obstante, por el momento, incluimos la constante para efectos de comparar los “R-cuadrado ajustados” pues, como se sabe, la eliminación de la constante puede incluso generar valores mayores que uno o negativos en este indicador.

Dependent Variable: TH= Tasa de Homicidios por Cada 100mil Habitantes					
Method: Least Squares					
Modelos Eliminación de Tendencia (determinísticos puros)					
Sample(adjusted): 1946 2005					
Included observations: 60 after adjusting endpoints					
Variable	Lineal	Cuadrática	Cúbica	G. Cuatro.	
C	β	18.77910	25.42136	33.92565	-0.713759
	D.st.	3.236722	4.865544	6.538467	4.498262
	t	5.801887	5.224772	5.188624	-0.158674
	PVal	0.0000	0.0000	0.0000	0.8745
T	β	0.691942	0.049142	-1.557801	9.014822
	D.st.	0.092283	0.368039	0.920626	1.003789
	t	7.498016	0.133525	-1.692110	8.980792
	PVal	0.0000	0.8942	0.0962	0.0000
T ²	β		0.010538	0.075855	-0.689146
	D.st.		0.005848	0.034914	0.066140
	T		1.801940	2.172640	-10.41947
	PVal		0.0768	0.0341	0.0000
T ³	β			-0.000714	0.018685
	D.st.			0.000376	0.001623
	t			-1.896435	11.51463
	PVal			0.0631	0.0000
T ⁴	β				-0.000159
	D.st.				1.32E-05
	t				-12.04556
	PVal				0.0000
R-squared	0.492209	0.519576	0.548568	0.875916	
Adjusted R-squared	0.483454	0.502719	0.524385	0.866891	
S.E. of regression	12.37939	12.14635	11.87881	6.284174	
Sum squared resid	8888.465	8409.424	7901.941	2171.996	
Log likelihood	-235.0813	-233.4192	-231.5519	-192.8080	
Durbin-Watson stat	0.261449	0.281572	0.296976	0.935885	
Mean dependent var	39.88333	39.88333	39.88333	39.88333	
S.D. dependent var	17.22443	17.22443	17.22443	17.22443	
Akaike info criterion	7.902709	7.880641	7.851730	6.593601	
Schwarz criterion	7.972520	7.985358	7.991353	6.768130	
F-statistic	56.22024	30.82264	22.68327	97.06166	
Prob(F-statistic)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	

Nótese que el modelo cuadrático, no rechazaría a un 95% de significación la hipótesis de que los parámetros asociados a t y t^2 son diferentes de cero. Para la ecuación cúbica ocurre algo similar: a este nivel de significancia no se rechazaría la hipótesis de que los beta asociados a t y t^3 son diferentes de cero, pero sí lo haría a un 90% de significación. Como

era de estar se, para el polinomio de grado cuatro los beta asociados son altamente significativos —estadísticos t mayores a 8— en todos los parámetros asociados al tiempo.

A nivel de significancia global tenemos: las F rechazan la hipótesis nula de que las variables asociadas al tiempo no contribuyen a explicar *TH*. Sin embargo desde la perspectiva del R-cuadrado ajustado, es relevante anotar que los tres primeros modelos explican alrededor del 50% de la varianza de *TH* en tanto que el modelo de polinomio grado cuatro explica el 87.5% de ésta. Mejorías en el mismo sentido se encuentran en los criterios AIC SIC se para de **7.9** en el modelo lineal a valores de **AIC 6.6** y **SIC 6.8** en el modelo con polinomio grado cuatro.

De otra parte, en todos los modelos el **DW** muestra evidencias de auto-correlación serial positiva de los errores. Lo cual, da un indicio de procesos autoregresivos en la *TH* una vez se extrae la tendencia-ciclo. Efectivamente los Correlogramas de los errores de estas regresiones —*TH* filtrada— evidencian ser no estacionarios y presentar procesos Autoregresivos únicamente para el primer rezago en los modelos I, II y III y para los rezagos primero y cuarto en el modelo IV. Nótese además el primer coeficiente de autocorrelación cae de **0.84** en el Modelo I a **0.52** en el Modelo IV. Ver ANEXO 2.

Evaluación de la Parte Autoregresiva de la *TH* Filtrada

Tal como hemos anotado en los apartados a anteriores, la respuesta a la pregunta ¿es lícito extraer los componentes no autoregresivos de la serie estudiada? Hemos dicho que: El procedimiento no sería el adecuado si la serie es generada por un proceso en diferencia estacionaria, es decir un proceso generador de datos PGD con una raíz unitaria —o más— pues parte de la tendencia se deberá al acumulación de los errores, y que parte de lo que interpretamos como un ciclo se debería a una caminata aleatoria con una varianza grande.

También anotamos que en la determinación o identificación de un PGD son cruciales desde un punto de vista teórico los supuestos que sobre el mismo se hacen (los hechos estilizados o la teoría), en particular cuando el propósito no es simplemente la predicción. El asunto es que, si el PGD tuvo un cambio en sus parámetros en el tiempo, es decir si se presentó quiebres —suaves o bruscos— derivado de cambios en los parámetros del PGD³ ó si los parámetros no observables del PGD generan patrones que se correlacionan con el tiempo —como lo ciclos— un aprueba con los Test tradicionales de raíces unitarias nos conduciría a aceptar la hipótesis de existencia de éstas cuando en realidad no existen. Al respecto el profesor Mahía comenta:

“Cuando existe cambio estructural, la conclusión del test DF tiende a estar sesgada hacia la aceptación de presencia de una raíz unitaria. El motivo, tal y

³ Como señalamos antes, la referencia Básica al respecto en el contexto de raíces unitarias, citada por varios autores es en Enders W. (1995) y Perron(1989). Presentación de este problema se puede encontrarse en Castellar (2002), Coerrea *et al (sine facta)*, Mahía (1999).

como señalaran Rappoport y Reichlin (1989), puede entenderse fácilmente si se observa que, en mayor o menor medida, un cambio tendencial en una serie se manifiesta como un cambio de impulso en la misma serie en diferencias. Siendo esto así, al ajustar el modelo en diferencias (con una raíz unitaria) se obtiene un mejor ajuste que cuando se estima en niveles lo que puede hacer aparecer una serie estacionaria como otra que requeriría una diferenciación... la serie diferenciada es estacionaria mientras que la serie en niveles, al no haber sido modelizada convenientemente, no parece serlo, aconsejando la presencia de una raíz unitaria". (Mahía 1999. Pág. 37).

Dada la naturaleza del problema generado por la inclusión de variables rezagadas—i.e. el sesgo del t clásica estimada para definir la significancia de los parámetros estimados— La cuestión entonces es evaluar si la serie es estacionaria o no a través de la metodología de Dickey y Fueller.

Veamos más detalladamente el asunto, en el contexto de los modelos ARIMA, el uso mecánico del test DF para detección de No estacionariedad vía la presencia de una raíz unitaria implica la evaluación juiciosa del siguiente modelo que supone tendencia lineal:

$$TH_t = \beta + \alpha TH_{t-1} + \delta t + u_t \quad (9)$$

ADF Test Statistic	-1.620627	1% Critical Value*	-4.1190
		5% Critical Value	-3.4862
		10% Critical Value	-3.1711

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TH)

Sample(adjusted): 1947 2005

Included observations: 59 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TH(-1)	-0.110180	0.067986	-1.620627	0.1107
C	3.956198	2.049940	1.929909	0.0587
@TREND(1946)	0.029913	0.068763	0.435024	0.6652

Como vemos claramente, el ADF ($|-1.62| < |-3.17|$) no puede rechazar la presencia de una raíz unitaria. Entonces Ahora debemos bajo el supuesto de que hay una raíz unitaria — condicional a su existencia— evaluar el coeficiente de la tendencia esta distribución condicionada está en la Tabla A-15 de Novales (1993), sin embargo el $t = 0.435$, nos evita el ejercicio de mirar en la tabla, es demasiado bajo aun con una t tradicional. Por tanto el coeficiente que acompaña la tendencia no difiere estadísticamente de cero.

Se procede entonces a poner a prueba el modelo sin tendencia,

$$TH_t = \beta + \alpha TH_{t-1} + u_t \quad (10)$$

De nuevo no puede rechazarse la hipótesis de una raíz unitaria. Ahora bajo la hipótesis de una raíz unitaria y para el modelo sin tendencia evaluamos la significancia de la constante,

para ello comparamos el valor t de la constante 1.969 con los valores de la Tabla A-13 de Novales, para muestras que están entre 50 y 100 observaciones, los niveles críticos de dicha tabla son mayores que dos en los niveles de confianza ahí presentados, luego con 59 observaciones y un $t = 1.96$, no se puede rechazar la hipótesis de que la constante sea cero.

ADF Test Statistic	-1.899789	1% Critical Value*	-3.5437
		5% Critical Value	-2.9109
		10% Critical Value	-2.5928

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TH)

Sample(adjusted): 1947 2005

Included observations: 59 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TH(-1)	-0.088854	0.046771	-1.899789	0.0625
C	4.002769	2.032532	1.969352	0.0538

Procedemos entonces a eliminar la constante y poner a prueba el modelo

$$TH_t = \alpha TH_{t-1} + u_t \quad (11)$$

ADF Test Statistic	-0.225884	1% Critical Value*	-2.6019
		5% Critical Value	-1.9460
		10% Critical Value	-1.6187

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TH)

Sample(adjusted): 1947 2005

Included observations: 59 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TH(-1)	-0.004290	0.018992	-0.225884	0.8221

El test con el $t = -0.22$, no puede rechazar la hipótesis de una raíz unitaria a cualquier nivel de significación. Dicho en otras palabras, la prueba de conjunto indica que bajo la hipótesis nula de un modelo auto regresivo con tendencia lineal y constante nos se puede rechazar la hipótesis de una raíz unitaria y que, el PGD sería un ruido Blanco. Estaríamos pues frente a una caminata aleatoria $\Delta TH_t = u_t$, o lo que es lo mismo:

$$TH_t = TH_{t-1} + u_t \quad (12)$$

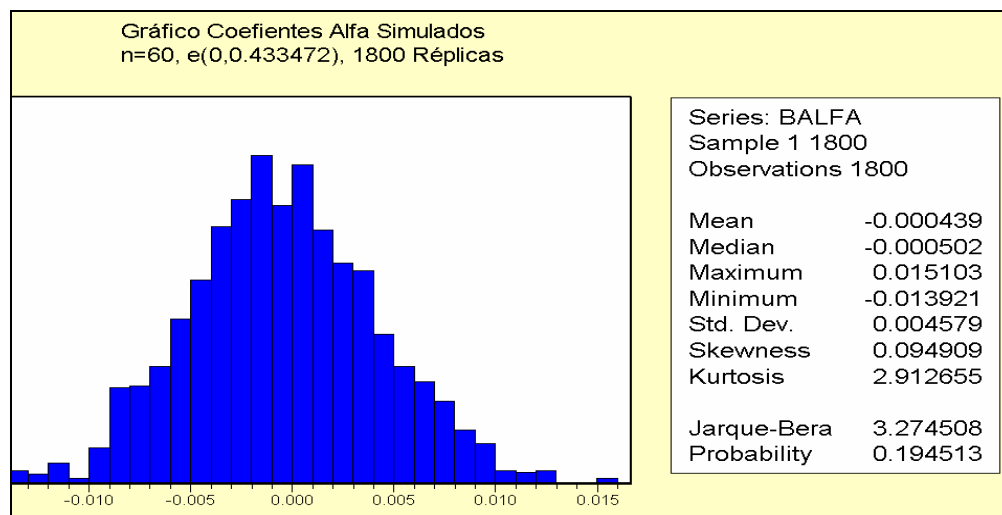
Desde una perspectiva teórica la implicación de este resultado es que la TH es “autónoma” y de pende de su propia historia de forma infinita y, en ese sentido, choques exógenos violentos —dados por el error— generarían efectos permanentes sobre la tendencia. La implicación de políticas derivadas de tal conclusión, serían inocuas. Así, políticas encaminadas a mitigar la violencia vía educación, mejoras en el empleo, negociaciones,

desmantelamiento de las organizaciones mafiosas, entre otras serían ineficaces en el largo plazo.

Dependent Variable: D(TH)
 Method: Least Squares
 Date: 06/19/07 Time: 15:27
 Sample(adjusted): 1947 2005
 Included observations: 59 after adjusting endpoints

Variable	Lineal	Cuadrático	Cúbico	Grado 4
TH(-1)	-0.110180	-0.106285	-0.137398	-0.470664
	0.067986	0.072394	0.068745	0.116589
	-1.620627	-1.468145	-1.998658	-4.036953
	0.1107	0.1478	0.0507	0.0002
C	3.926284	3.483251	12.29399	2.456261
	2.054679	3.353921	4.362526	4.932121
	1.910899	1.038561	2.818090	0.498013
	0.0611	0.3036	0.0067	0.6205
T	0.029913	0.061787	-1.325292	3.871466
	0.068763	0.201987	0.512105	1.600930
	0.435024	0.305899	-2.587931	2.418261
	0.6652	0.7608	0.0124	0.0191
T^2		-0.000560	0.054305	-0.313066
		0.003332	0.019076	0.109618
		-0.168021	2.846733	-2.855989
		0.8672	0.0062	0.0061
T^3			-0.000585	0.008805
			0.000201	0.002772
			-2.915495	3.176204
			0.0052	0.0025
T^4				-7.69E-05
				2.27E-05
				-3.394691
				0.0013
R-squared	0.062716	0.063197	0.190604	0.335161
Adjusted R-squared	0.029242	0.012099	0.130648	0.272441
S.E. of regression	6.232264	6.287052	5.897772	5.395411
Sum squared resid	2175.102	2173.986	1878.321	1542.854
Log likelihood	-190.1325	-190.1174	-185.8050	-180.0010
Durbin-Watson stat	2.101110	2.110087	2.369324	2.027454
Mean dependent var	0.457627	0.457627	0.457627	0.457627
S.D. dependent var	6.325433	6.325433	6.325433	6.325433
Akaike info criterion	6.546866	6.580251	6.467965	6.305119
Schwarz criterion	6.652503	6.721101	6.644027	6.516394
F-statistic	1.873553	1.236771	3.179097	5.343715
Prob(F-statistic)	0.163077	0.305188	0.020369	0.000475

Ahora bien, veamos que pasa con TH cuando se contrasta con otro tipo de tendencias: Modelos II a IV. La ecuación para la forma del test DF —restando a ambos lados TH_{t-1} — daría los que se presentan en la tabla anterior. Desgraciadamente, para los efectos de este trabajo dada la premura de tiempo, no dispongo de tablas construidas para polinomios de grado mayor a tres. Habría que obtenerlas mediante procesos de Monte Carlo para 60 observaciones con las formas funcionales propuestas.



La simulación Monte Carlo, imponiendo la restricción de una raíz unitaria y utilizando los coeficientes de la tabla anterior se hizo en Limdep 7 (ver programa en el ANEXO 3) y los resultados se pasaron a Eviews 3.1 —que tiene formatos de salida de las descriptivas más bonitos— BALFA es el beta que acompaña a la variable TH(-1) en la tabla anterior, la prueba se hizo para el modelo con tendencia grado cuatro. Como vemos el alfa estimado que aparece en la tabla anterior es **-0.470664** de acuerdo con la distribución simulada sería por un amplio margen muy diferente a su valor esperado bajo la hipótesis nula $BALF=0$, lo cual rechazaría la existencia de una raíz unitaria. Rechazada la hipótesis de una raíz unitaria los demás parámetros se pueden evaluar usando una distribución normal. Resultan ser todos diferentes de cero.

Las implicaciones teóricas de rechazar la raíz unitaria serían: Si bien el valor del parámetro que acompaña en el PGD $\rho=1-\alpha=0.5239$ es “grande” implicando que sí hay efectos autoregresivos de la violencia pasada —homicidios pasados— sin embargo, su efecto no es permanente y cada *shock* se diluye en el tiempo. De esta forma políticas que mitiguen la exacerbación de las contradicciones entre las clases emergentes y las hegemónicas en el poder son eficaces a largo plazo. Es decir, es posible intervenir con políticas de contra tendencia sobre el fenómeno del homicidio. Entre otras, alguno de los grupos en contradicción podría ganar la guerra para ganar la paz.

ANEXO1.

Dependent Variable: D(LOG(TH),2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/19/07 Time: 11:28
 Sample(adjusted): 1953 2005
 Included observations: 53 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 11 iterations
 Backcast: 1952

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001552	0.002756	-0.563214	0.5759
AR(1)	-0.292329	0.153724	-1.901656	0.0632
AR(2)	-0.169161	0.146131	-1.157599	0.2528
AR(5)	-0.324306	0.127787	-2.537854	0.0145
MA(1)	-0.767972	0.113208	-6.783748	0.0000
R-squared	0.589279	Mean dependent var	-0.007694	
Adjusted R-squared	0.555052	S.D. dependent var	0.214100	
S.E. of regression	0.142814	Akaike info criterion	-0.964959	
Sum squared resid	0.979000	Schwarz criterion	-0.779083	
Log likelihood	30.57143	F-statistic	17.21691	
Durbin-Watson stat	1.751741	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.56 -.48i	.56+.48i	-.30+.80i	-.30 -.80i
	-.82			
Inverted MA Roots	.77			

ANEXO 2.

Correlogramas Modelos Determinísticos

$$TH_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t \quad \text{Modelo I}$$

$$TH_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t \quad \text{Modelo II}$$

$$TH_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \varepsilon_t \quad \text{Modelo III}$$

$$TH_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \beta_4 t^4 + \varepsilon_t \quad \text{Modelo IV}$$

Correlograma Modelo I: Tendencia Lineal Sample: 1946 2005 Included observations: 60							Correlograma Errores Modelo II: Tendencia Cuadrática Sample: 1946 2005 Included observations: 60						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.841	0.841	44.555	0.000			1	0.804	0.804	40.765	0.000
		2	0.725	0.061	78.238	0.000			2	0.657	0.028	68.415	0.000
		3	0.616	-0.024	103.04	0.000			3	0.525	-0.031	86.400	0.000
		4	0.510	-0.054	120.30	0.000			4	0.415	-0.014	97.853	0.000
		5	0.368	-0.186	129.48	0.000			5	0.255	-0.207	102.26	0.000
		6	0.304	0.144	135.87	0.000			6	0.192	0.138	104.79	0.000
		7	0.190	-0.188	138.42	0.000			7	0.081	-0.170	105.25	0.000
		8	0.058	-0.177	138.66	0.000			8	-0.058	-0.200	105.49	0.000
		9	-0.064	-0.097	138.96	0.000			9	-0.189	-0.101	108.10	0.000
		10	-0.177	-0.145	141.30	0.000			10	-0.299	-0.167	114.73	0.000
		11	-0.269	0.028	146.79	0.000			11	-0.381	0.000	125.77	0.000
		12	-0.345	-0.095	156.01	0.000			12	-0.441	-0.087	140.83	0.000
		13	-0.392	-0.024	168.18	0.000			13	-0.457	-0.024	157.37	0.000
		14	-0.411	0.054	181.87	0.000			14	-0.445	0.036	173.42	0.000
		15	-0.427	-0.069	196.97	0.000			15	-0.430	-0.065	188.68	0.000
		16	-0.453	-0.076	214.35	0.000			16	-0.429	-0.081	204.26	0.000
		17	-0.473	-0.124	233.71	0.000			17	-0.424	-0.117	219.82	0.000
		18	-0.463	-0.009	252.68	0.000			18	-0.386	-0.017	233.00	0.000
		19	-0.436	0.016	269.95	0.000			19	-0.336	-0.029	243.23	0.000
		20	-0.407	-0.092	285.34	0.000			20	-0.286	-0.095	250.82	0.000
		21	-0.354	0.005	297.27	0.000			21	-0.218	-0.026	255.35	0.000
		22	-0.323	-0.150	307.50	0.000			22	-0.181	-0.172	258.56	0.000
		23	-0.275	0.040	315.09	0.000			23	-0.125	0.030	260.13	0.000
		24	-0.243	-0.085	321.19	0.000			24	-0.094	-0.116	261.05	0.000
		25	-0.184	-0.011	324.80	0.000			25	-0.033	-0.011	261.17	0.000
		26	-0.140	-0.020	326.94	0.000			26	0.009	-0.030	261.18	0.000
		27	-0.082	-0.070	327.69	0.000			27	0.064	-0.089	261.63	0.000
		28	-0.018	0.087	327.73	0.000			28	0.121	0.078	263.33	0.000

Correlograma Errores Modelo III: Tendencia Cúbica							Correlograma Modelo IV: Tendencia-Cilco Polinomio Grado 4						
Sample: 1946 2005							Sample: 1946 2005						
Included observations: 60							Included observations: 60						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
		1	0.799	0.799	40.240	0.000			1	0.525	0.525	17.371	0.000
		2	0.644	0.017	66.867	0.000			2	0.320	0.061	23.922	0.000
		3	0.503	-0.047	83.351	0.000			3	0.165	-0.034	25.701	0.000
		4	0.384	-0.022	93.168	0.000			4	-0.170	-0.360	27.632	0.000
		5	0.232	-0.168	96.822	0.000			5	-0.291	-0.133	33.373	0.000
		6	0.172	0.128	98.862	0.000			6	-0.246	0.065	37.539	0.000
		7	0.077	-0.128	99.282	0.000			7	-0.372	-0.209	47.263	0.000
		8	-0.053	-0.203	99.486	0.000			8	-0.397	-0.239	58.532	0.000
		9	-0.187	-0.135	102.04	0.000			9	-0.296	-0.102	64.908	0.000
		10	-0.299	-0.145	108.68	0.000			10	-0.238	-0.015	69.112	0.000
		11	-0.375	-0.002	119.35	0.000			11	-0.086	0.032	69.678	0.000
		12	-0.432	-0.083	133.81	0.000			12	0.050	-0.100	69.873	0.000
		13	-0.440	-0.015	149.12	0.000			13	0.101	-0.106	70.676	0.000
		14	-0.431	-0.020	164.14	0.000			14	0.184	0.029	73.413	0.000
		15	-0.427	-0.087	179.20	0.000			15	0.163	-0.078	75.623	0.000
		16	-0.436	-0.088	195.24	0.000			16	0.104	-0.124	76.531	0.000
		17	-0.440	-0.132	212.00	0.000			17	0.010	-0.240	76.540	0.000
		18	-0.411	-0.019	226.93	0.000			18	-0.073	-0.147	77.012	0.000
		19	-0.358	-0.025	238.59	0.000			19	-0.081	0.015	77.600	0.000
		20	-0.306	-0.103	247.33	0.000			20	-0.122	-0.160	78.989	0.000
		21	-0.230	-0.012	252.39	0.000			21	-0.038	-0.035	79.128	0.000
		22	-0.181	-0.145	255.61	0.000			22	0.006	-0.093	79.131	0.000
		23	-0.110	0.044	256.83	0.000			23	0.065	0.032	79.552	0.000
		24	-0.075	-0.118	257.41	0.000			24	0.071	-0.125	80.067	0.000
		25	-0.015	-0.035	257.44	0.000			25	0.088	-0.172	80.885	0.000
		26	0.031	-0.051	257.54	0.000			26	0.061	-0.164	81.286	0.000
		27	0.088	-0.089	258.42	0.000			27	0.068	-0.063	81.802	0.000
		28	0.149	0.054	261.01	0.000			28	0.121	0.043	83.494	0.000

ANEXO 3

Programación en Limdep 7 para prueba de Monte Carlo

```
SAMPLE;1-60$
calc; alfa=1 $
CALC;b0=2.456261 $
CALC;b1=3.871466$
CALC;b2=-0.313066$
CALC;b3=0.008805$
CALC;b4=-0.0000769$

CALC; Vae=0.443347296$
CALC;med=0$

matrix; Mbalfa=[0]$
matrix; Mtalfa=[0]$

create; t2= t^2 $
create; t3= t^3 $
create; t4= t^4 $
      calc; Im=0$
      calc; Ir=0$

PROCEDURE $
      silent $
      LABEL ; 100$

Matrix; Yt=[0] $
Calc; Y0=12+ rnn(med,vae) $
matrix; Yt=[Yt/Y0] $
matrix; Yt=part(Yt,2,2,1,1) $

      LABEL; 110 $
CALC ; Im=Im+1 $
calc; Y1=b0+alfa*Y0+b1*im+b2*im^2+b3*im^3+b4*im^4+rnn(med,des) $
matrix; Yt=[Yt/Y1] $
calc; delete Y0 $
calc; Y0=Y1 $
calc; delete Y1 $
      GOTO ; 110 ; Im<=60 $

CALC; ; Im=0 $

create; Y=dta(Yt) $
create; DY=Y-Y[-1]$

SILENT
SKIP$
REGRESS; Lhs = DY ; Rhs = one, Y[-1], T, T2, T3, T4 $

calc; alf=b(2) $
calc; varbalf= Varb(2,1)$
calc; talf=alf/varbalf^0.5$

matrix; Mbalfa=[Mbalfa/alf] $
matrix; Mtalfa=[Mtalfa/talf]$

delete; Y, DY $
      CALC; Ir=Ir+1 $
      GOTO; 100; Ir <= 1800 $

ENDPROCEDURE
      execute $
```

BIBLIOGRAFÍA CITADA Y CONSULTADA

- Atehortúa, Adolfo (1995) *El Poder y la Sangre: Las historias de Trujillo-Valle*. CINEP y Pontificia Universidad Javeriana Seccional Cali. Santa Fe de Bogotá, Colombia.
- Castellar, C. y Uribe, J.(2002) “Estructura y Evolución del Desempleo en el Área Metropolitana de Cali 1988 – 1998: ¿Existe Histéresis?”. Documento de trabajo CIDSE N° 60. Univalle.
- Correa, J. *et al (sine facta)* “Histéresis en el Desempleo en Colombia o Presencia de Cambio Estructural”. Documento de trabajo CIDSE N° 87. Univalle.
- Duncan, Gustavo “Del Campo a la Ciudad en Colombia. La Infiltración Urbana De Los Señores De La Guerra”. Bogotá: Universidad de los Andes. DOCUMENTO CEDE 2005-2. Disponible en <http://economia.uniandes.edu.co/~economia/archivos/temporal/d2005-02.pdf>.
- Enders, W. (1995) “*Applied Econometric Time Series*” John Wiley & Sons, INCS
- Greene, William H. (1999); *Análisis Econométrico*. Tercera edición, Prentice Hall Editores Pearson Educación. Madrid España.
- Maddala, G.S (1996) *Introducción a la Econometría*. Segunda edición. Prentice Hall Hispanoamericana. México
- Mahía, Ramón (1999) *Revisión de los Procedimientos de Análisis de la etacionariedad de las Series Temporales*. Universidad Autónoma de Madrid. Febrero 1999. Disponible e la WEB http://www.uam.es/personal_pdi/economicas/amlopez/tendest.pdf.
- Novales, Alfonso (1993) *Econometría*. Segunda Edición. Ed McGraw Hill/ Interamericana de España. Madrid
- Perron, P. (1989) “The Great Crash, the Oil Price Shock and The Unit Root Hypothesis”. *Econometrica*, Vol. 57, 1989. pp 1367-1401.
- Quantitative Microsoftware (1998-1999) *Help Topics*. Paquete Eviews 3.1.
- Salazar, Boris y Castillo, María del Pilar (2001) “La hora de los dinosaurios. Conflicto y depredación en Colombia”. Colección “Sociedad y economía” No 1. Bogotá: Centro de Estudios de la Realidad Colombiana – CEREC - y Facultad de Ciencias Económicas y Sociales –CIDSE- Universidad del Valle. Disponible en <http://chasqui.univalle.edu.co/cidse/documentos>

Joston, J. & Dianardo, J. (1997) *Econometric Methods*. Fourth Edition. McGraw Hill

Vallejo, Federico y Delgado Wilson. (2006) “*Gobernanza y Asimetrías de Poder. Una mirada desde la Teoría Institucionalista al Estado de los Derechos de Primera Generación en el Valle del Cauca 1998 – 2004*”. En: Cuadernos de Administración, No. 34. Cali: Facultad de Ciencias de la Administración, Universidad del Valle.

_____ (2004). “*Redes Sociales y la Conformación del Aparato Militar del cartel Cali*”. Disponible en Página www.pedagogiaydialectica.org.