



# Inflación, valor de la cosecha y precio interno del café. Nuevo examen econométrico

Por: **Hernando Sánchez R.**

19863

## INTRODUCCION

Como la influencia del cultivo del café en el comportamiento de la economía colombiana es indiscutible, no resulta extraño por lo tante presumir, como una consecuencia entre otras, que existe una relación entre la inflación y algunos indicadores de precio e ingreso propios de la actividad cafetera.

En efecto, algunos autores han destacado las siguientes conclusiones. Edwards, trabajando datos anuales para el lapso de 1952-1980, afirma que cambios en el precio [externo] del café deberán generalmente resultar en una alta tasa de inflación y en una baja tasa de cambio real, así dice: "Específicamente el análisis empírico probó el nexo entre el precio del café, el déficit fiscal y la tasa de crecimiento del dinero de alto poder y también la relación entre moneda e inflación en Colombia". Asimismo, Lora<sup>2</sup> menciona que: "La decisión de transferir total o parcialmente a los caficultores las alzas del precio externo del café es crucial para el manejo de las bonanzas. Cuanto mayor sea la transferencia a los caficultores, mayor es el impulso que recibe la demanda y mayores las presiones de expansión monetaria. Lo primero se debe simplemente a que, como lo hemos mencionado ya varias veces, la capacidad de gasto del sector privado depende del ingreso recibido por los caficultores, no del valor total de las exportaciones del grano. Lo segundo, tiene su explicación en que es más difícil contrarrestar el efecto monetario del aumento de las reservas cuando los ingresos adicionales quedan en poder del Fondo Nacional del Café o del

gobierno, ya que los primeros tienden de inmediato a gastarlos, mientras que el Fondo o el gobierno pueden tomar la decisión de destinarlos a adquirir pasivos no monetarios del Banco de la República, eliminando así el efecto expansivo inicial".

Este documento investiga en forma directa qué se puede decir respecto a la presunta relación entre la inflación, medida con el Índice de Precios al Consumidor (IPC), el precio de sustentación del café pergamino (PSUS) y el valor de la cosecha cafetera (VQA). Para ello utiliza un procedimiento estadístico que permite dar una respuesta parcial al problema sugerido y que se conoce como el de las pruebas de «Causalidad».

En la primera parte de este Documento se explican sucintamente los procedimientos utilizados; en la segunda se reportan los resultados y en la tercera se mencionan las conclusiones ha destacar.

La conclusión fundamental dice que no existe evidencia empírica para afirmar que el precio de sustentación del café o el valor de la cosecha contribuya a explicar la tasa de inflación mensual; o viceversa, que la inflación sea un buen predictor del precio o del valor de la cosecha, en el período 1975-1992.

## 1- Procedimientos estadísticos

La pregunta de cómo influye una variable sobre otra admite varias respuestas.

Una posible es consecuencia de aplicar el procedimiento mal llamado de «Causalidad», ya que no se trata de encontrar una relación causa-efecto, sino que enuncia simplemente que si una variable contribuye a predecir otra, entonces, la primera «causa» la segunda. Puede ocurrir el efecto

1 Edwards, Sebastián. "Coffee, Money and inflation in Colombia"; World Development, Vol. 12, No. 11/12, 1984.

2 Lora, Eduardo; Ocampo, José Antonio, "Introducción a la macroeconomía colombiana", Tercer Mundo Editores, Fedesarrollo, 1989, pg. 342.

contrario, que la segunda cause la primera o que los efectos sean interdependientes entre las variables (llamados éstos últimos procesos recíprocos o de "feed-back").

Existen varios procedimientos para probar la causalidad entre variables en el sentido mencionado anteriormente<sup>3</sup>; el más conocido es el de Granger, que se utilizará preferencialmente en este documento<sup>4</sup>.

No obstante, es necesario hacer previas indagaciones antes de aplicar las pruebas de causalidad con el propósito de verificar si las variables en cuestión cumplen ciertos requisitos.

De tales requisitos destacaremos los siguientes. El primero exige que las variables en discusión sean estacionarias; y el segundo que se proceda a la máxima desagregación temporal posible. Estas dos cuestiones se discutirán a continuación.

Como se mencionó con anterioridad, la dirección de la causalidad puede tener distintas formas; y la forma precisa de la causalidad puede ser "encubierta" si se procede a efectuar las pruebas con series cuya periodicidad sea anual en lugar de trimestral o mensual, etc. Por lo tanto, la agregación temporal, en cuanto sea posible, debe evitarse ya que las pruebas no son insensibles a tal acumulación, es decir, a la forma como se agrupan las observaciones en el tiempo<sup>5</sup>.

De otro lado, la exigencia de estacionariedad implica que las series observadas tengan una media y una varianza que estadísticamente no cambien en el tiempo<sup>6</sup>. Intuitivamente tal requisito garantiza, de un lado, que cualquier pronóstico basado en esta serie sea menos incierto de lo que

podría ser si el patrón en el tiempo de la media y la varianza estuviera cambiando (en procesos no estacionarios la media y la varianza son estrictamente indeterminadas); y asimismo, la estacionariedad garantiza que las relaciones que se establecen entre variables, por algunos procedimientos estadísticos de ajuste, no presenten resultados engañosos<sup>7</sup>.

Ahora bien, los procedimientos para probar si una serie observada es estacionaria o no se basan en los llamados métodos de Box-Jenkins, que consisten en obtener medidas de asociación temporal entre valores de la misma serie en distintos momentos del tiempo, o en la prueba de "raíz unitaria" que exige cierto comportamiento del valor de los coeficientes de los valores rezagados implicados en la supuesta relación. Este segundo procedimiento es el utilizado en este trabajo.

Una vez demostrada la manera como la serie cumple el requisito de estacionariedad se procedió a examinar la forma en que se relacionan variables no estacionarias y las implicaciones de tal hecho; en otras palabras, el objetivo consistió en probar si para un conjunto de variables no estacionarias su combinación resultaba ser estacionaria. Si lo último se cumple se dice que tales variables están "cointegradas". Esta propiedad tiene consecuencias bien importantes en el trabajo de los economistas, pero para los propósitos del tema que nos ocupa tiene una utilidad precisa que se expresa en el siguiente corolario: si dos variables resultan ser cointegradas, entonces es cierto que entre ellas hay una relación de causalidad en el sentido de Granger.

Una vez hechos los análisis anteriores, se ejecutaron las pruebas de causalidad. Con ello, se completa la utilización de un conjunto de métodos

3 Ellos son los métodos de SIMS, GEWOKW-MEERE-DENT y el de GRANGER.

4 Técnicamente, la prueba de Granger está basada en la idea de cómo el proceso de generación que liga dos variables ( $X_1, t$  y  $X_2, t$ ), puede ser expresado como autoregresivo de orden infinito. Supone que la relación entre las variables es lineal, que el orden infinito tiene que ser truncado para que tenga aplicación práctica y que si encontramos que alguno de los rezagos de  $X_2, t$  juega un papel significativo en la explicación de  $X_1, t$  entonces decimos que  $X_2, t$  causa a  $X_1, t$ .

5 En este trabajo se combinaron periodicidades trimestrales y mensuales y varios métodos de pruebas de causalidad.

6 Estrictamente, la función de densidad probabilística conjunta debe ser invariante con respecto al tiempo (estacionariedad estricta); o al menos que su función de autocorrelación, la media y la varianza del proceso sean constantes (estacionariedad débil).

7 Cuando la exigencia de estacionariedad no se cumple, es decir, cuando las series tienden a crecer o decrecer en forma sistemática, se corre un gran riesgo de equivocarse mostrando relaciones entre ellas mediante la técnica de la regresión si en realidad las series son independientes (las llamadas regresiones "espúreas").

que permitió hacer las afirmaciones reportadas en las conclusiones de forma rigurosa y exhaustiva.

## 2- Resultados

La presentación de los resultados tendrá el siguiente orden: primero, pruebas de raíz unitaria; segundo, pruebas de cointegración; finalmente, las pruebas de causalidad.

Originalmente, las series cubrían el período de enero de 1952 a julio de 1992 (datos mensuales). Luego, como una consecuencia del análisis, en particular del comportamiento de IPC, se decidió trabajar con una submuestra que va de 1975 a 1992.

Dadas las características del tema investigado las variables implicadas (IPC, PSUS, VQA) son de carácter nominal (es decir, no hay valores reales) y es de esperarse que tiendan a crecer en forma no lineal a medida que transcurre el tiempo. Para evitar tal problema las variables fueron transformadas mediante la aplicación de los logaritmos<sup>8</sup>.

El Índice de Preciso al Consumidor [IPC]. Una observación atenta del GRAFICO 1 muestra, primero, que el IPC crece en forma parecida a una curva exponencial y, segundo, que alrededor de 1975 existe un cambio en la medida y en la dispersión en el comportamiento de esta serie. Co el propósito de solucionar tales problemas se utilizó la transformación logarítmica y el procedimiento de repartir la muestra y llevar a cabo los análisis después de 1975. En general y por razones de comparabilidad el mismo procedimiento se efectuó para el resto de variables en consideración.

### ¿En qué forma se comportan las series con respecto al tiempo?

Para las pruebas de estacionariedad, en cualquier caso, se comenzó con una especificación para las pruebas Dickey-Fuller<sup>9</sup>, que incluye tanto la existencia de una constante y un componente

tendencial, como una estructura de rezagos de 8 a 10, para la parte autoregresiva de las diferencias de la variable. En el ANEXO 1 se consigna el resultado definitivo. Allí se muestra que no se puede rechazar la hipótesis de que la serie tiene raíz unitaria (ADF: [0.59] < [-3.46]; donde [ ] significa valor absoluto). Asimismo, que tal serie es integrada de orden uno, ya que su primera diferencia DLIPC, si es estacionaria. Así, se puede afirmar que el LIPC es una serie no estacionaria e integrada de orden uno.

En la GRAFICA II se muestra el comportamiento no estacionario del logaritmo del índice de precios y, en cambio, la estacionariedad de las primeras diferencias del mismo índice.

### El precio de sustentación del pergamino (PSUS).

Procediendo de igual forma que en el caso anterior, se trabajó la especificación general y luego, si se mostraba no significativa una componente del modelo se descartaba. En el ANEXO I para el LPSUS, la versión definitiva de la prueba ADF ([ -1.80 ] < [-4.001]) nos dice que LPSUS es una serie no estacionaria y el grado de integración es también uno, según la parte respectiva del anexo.

También, en el GRAFICO III se puede observar, al igual que en el caso anterior, cómo se comporta el nivel del precio de sustentación y su correspondiente tasa (explicada por la primera diferencia de los logaritmos del PSUS).

<sup>9</sup> La prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) presupone una ecuación de la forma siguiente:

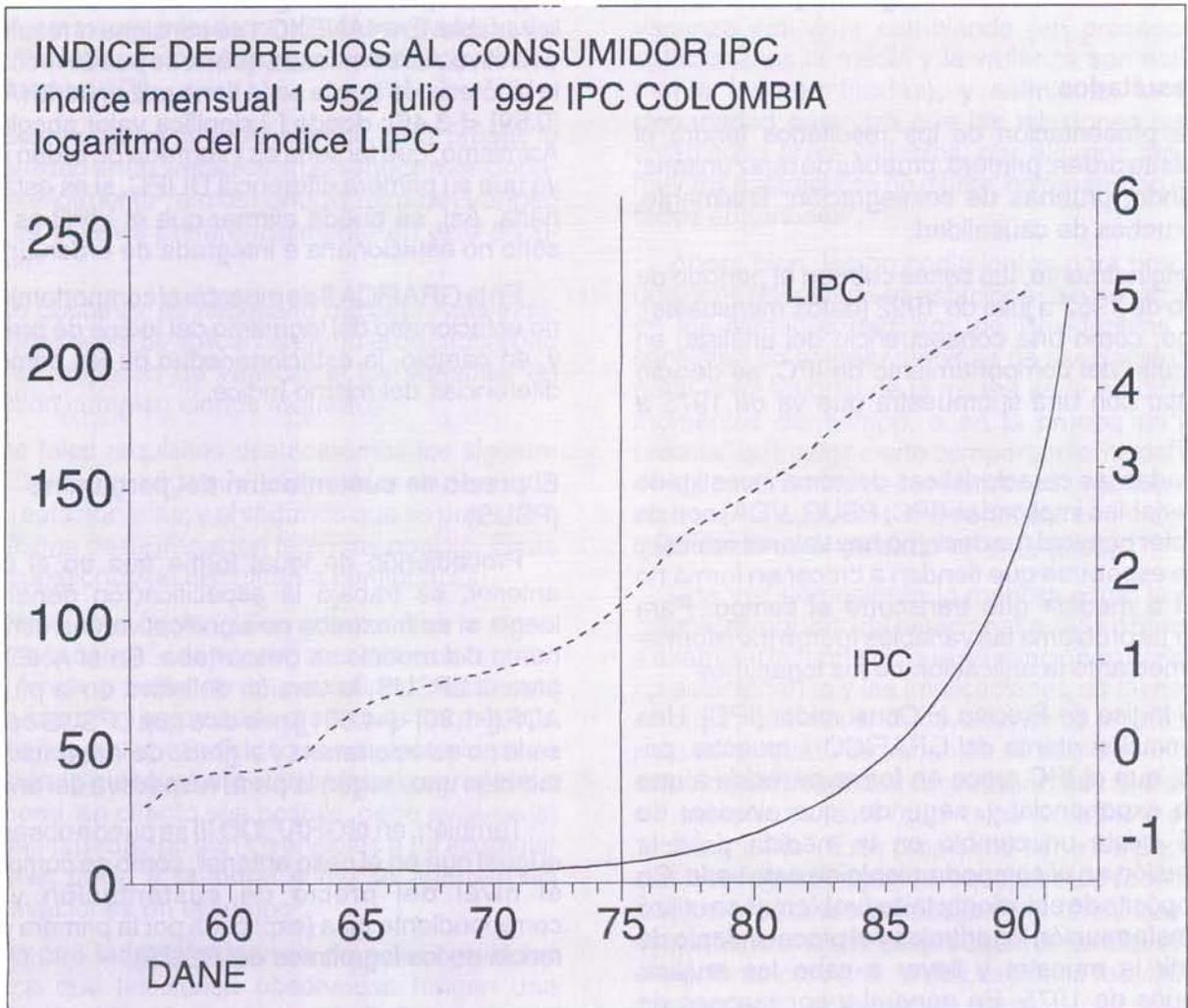
$$dzt = r Zt-1 + S K_j dZt + aT + C.$$

Donde: d es el operador de primeras diferencias  
S es el operador sumatoria  
a, r y K<sub>j</sub> son parámetros  
T es la variable de tendencia y C una constante.

Bajo la Ho: r=1 (hipótesis nula), que significa la existencia de raíz unitaria, es necesario que el valor del estadístico DFA (el estadístico "T" del coeficiente r) supere en valor absoluto a los valores críticos de MacKinnon para rechazar tal hipótesis y aceptar la de estacionariedad.

<sup>8</sup> Los residuos de la ecuación de ajuste de mínimos cuadrados tienden a crecer con el tiempo (fenómeno llamado heterocedasticidad).

Gráfica I



### El valor de la cosecha cafetera.

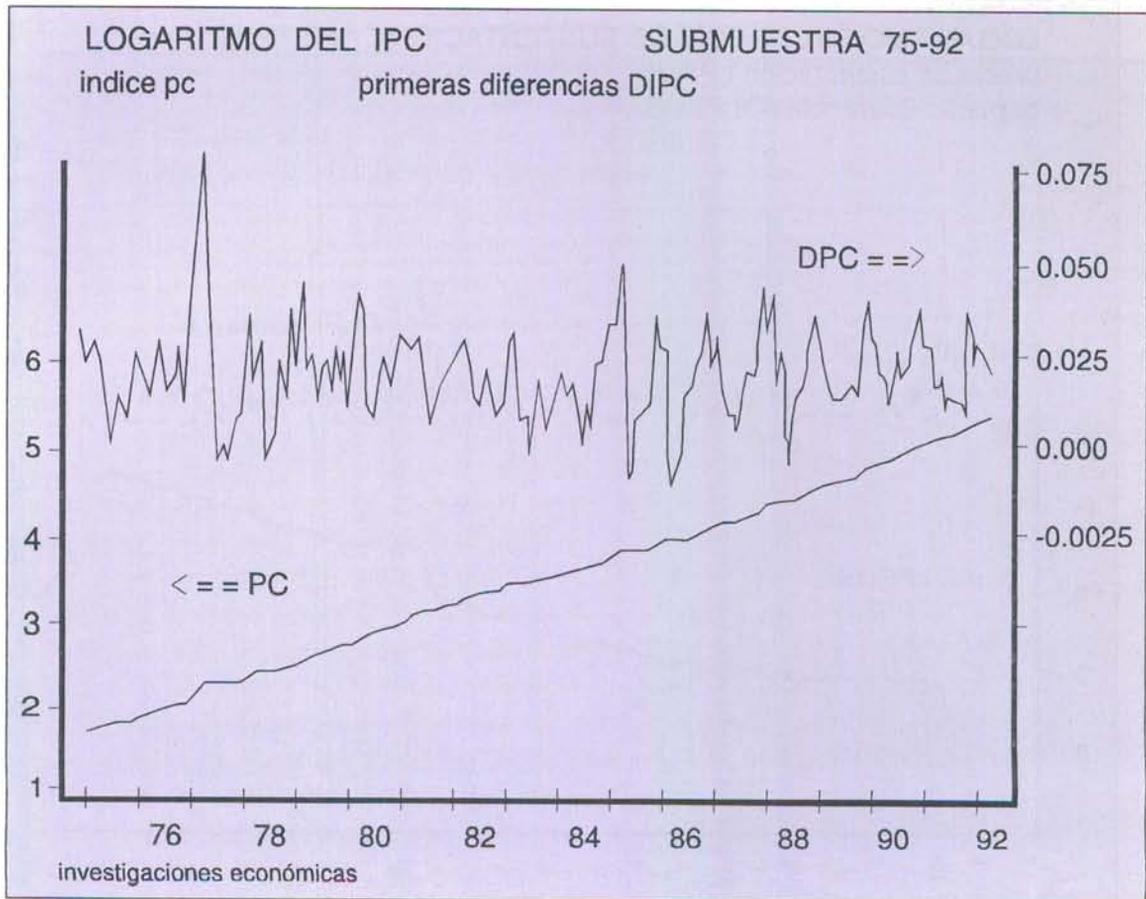
Antes de efectuar las pruebas de estacionariedad, conviene mencionar el tratamiento especial de esta variable. Como era apenas natural había que enfrentar series mensuales con series mensuales. Sólo que en el caso del valor de la cosecha tal serie tiene problemas por la manera en que se estima y por la fuerte estacionalidad de la cosecha. La estimación se efectúa mediante la contabilización de los usos del café pergamino (llamada producción registrada): es posible, entonces, que los registros no correspondan exactamente con la producción de determinado período,

máxime si, como es el caso, nuestro cálculo se hace mes a mes.

La solución fue proceder a calcular mensualmente tal valor, pero con el acumulado de los últimos doce meses; una manera de "suavizar" la serie (Ver GRAFICO IV).

Ahora bien, una vez efectuados tales arreglos se aplicaron las pruebas de estacionariedad; los resultados nos llevan a concluir que esta serie también resulta ser no estacionaria e integrada de orden uno (Ver anexo). Asimismo, el GRAFICO V muestra, como en los casos anteriores, un patrón

Grafica II



de comportamiento similar entre todas estas series.

Ahora bien, se practicaron pruebas de cointegración para los siguientes vínculos:

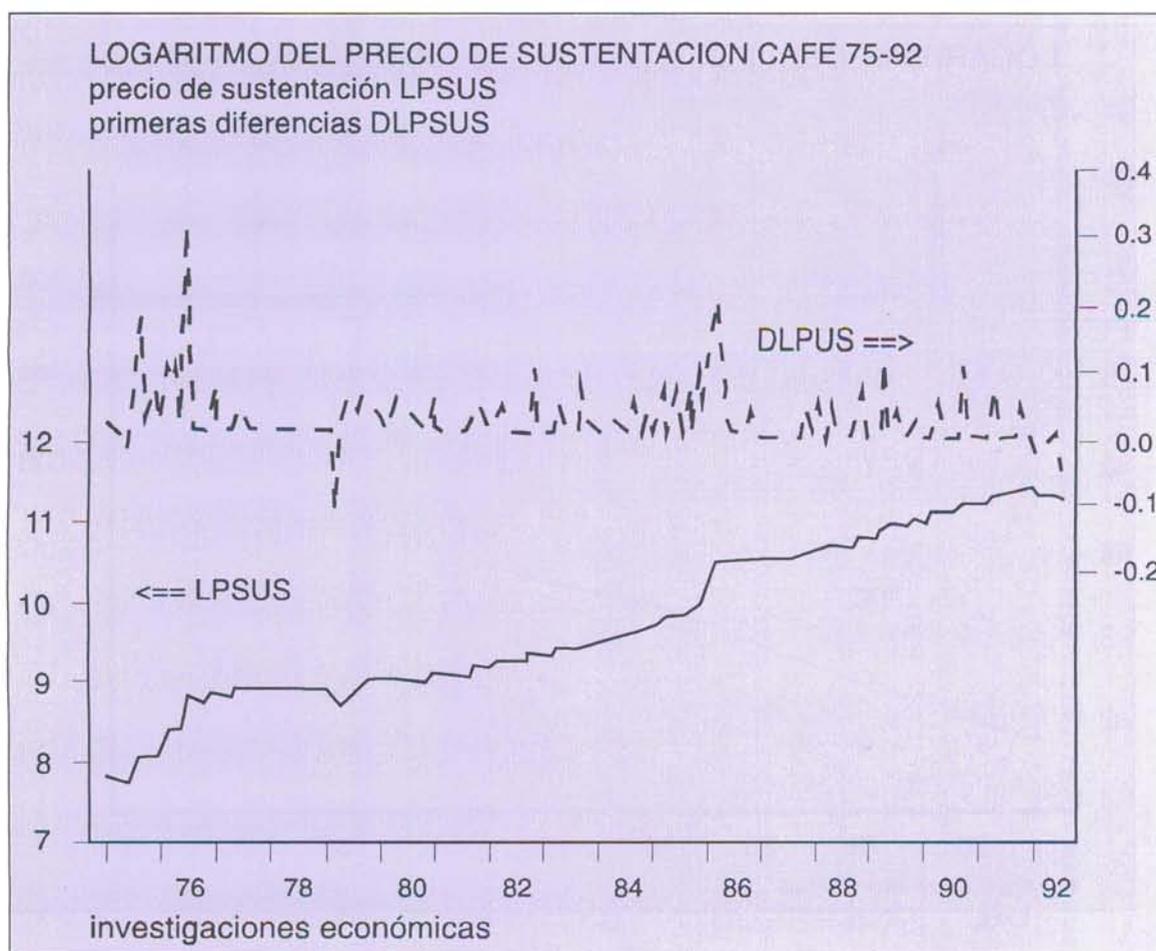
**¿Son estas series cointegradas?**

Como quedó dicho es posible conseguir una relación lineal entre dos variables no estacionarias de tal modo que tal combinación si sea estacionaria; en otras palabras, una combinación que cumple tal requisito supone que en el largo plazo las variables se mueven en la búsqueda de un equilibrio. Y tal comportamiento nos dice, adicionalmente, que las variables se hallan en una relación de «causalidad», en el sentido de Granger. Entonces, una prueba de cointegración que resulte positiva es también una prueba de causalidad.

INDICE DE PRECIOS  
VS  
PRECIOS DE SUSTENTACION

INDICE DE PRECIOS  
VS  
VALOR ACUMULADO DE LA COSECHA.  
En el Cuadro I se muestran los resultados de las pruebas de cointegración.

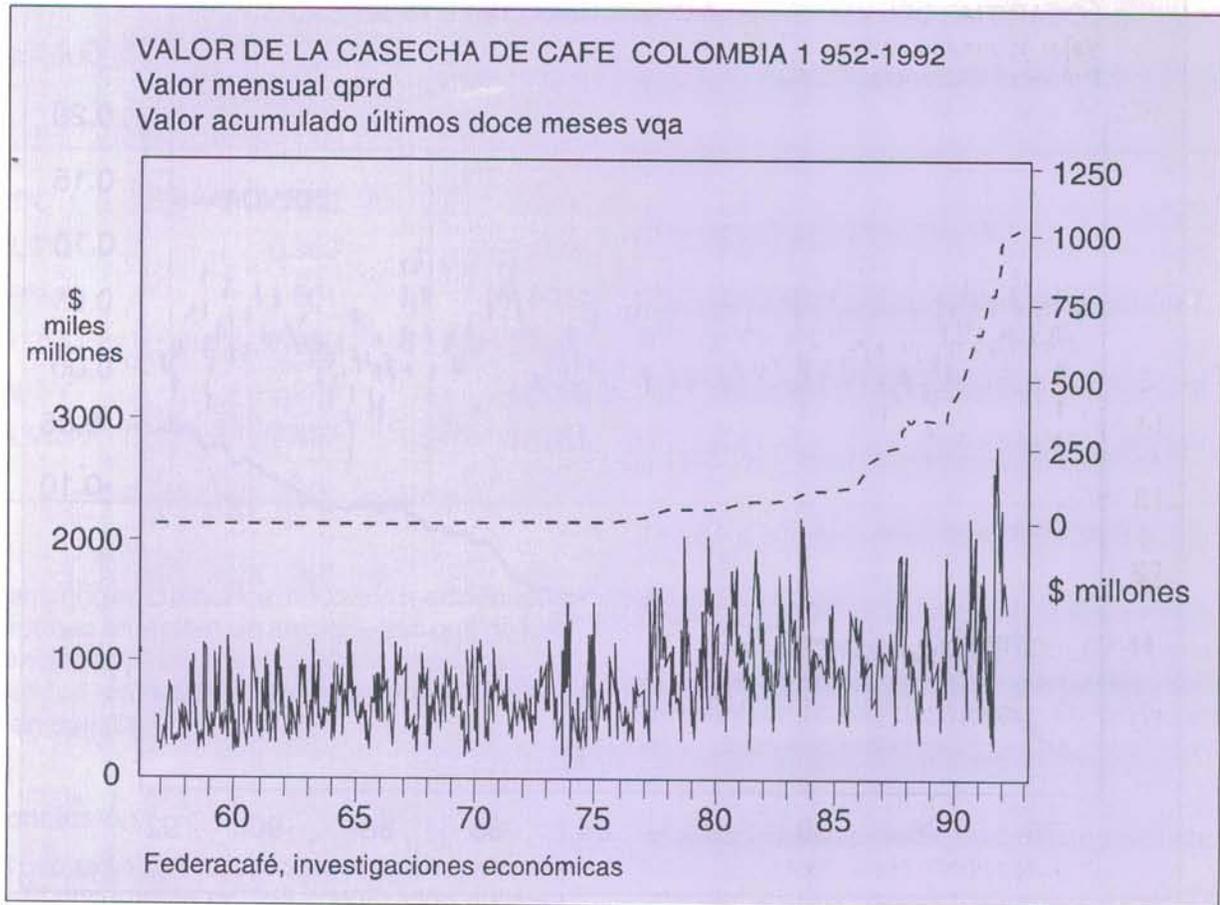
Grafica III



**CUADRO I**  
 RESULTADOS PRUEBAS DE COINTEGRACION

VARIABLES	DICKEY FULLER AUMENTADO	MACKINNO N UNO%	CINCO %	ESPECIFICACION
LIPC LPSUS	-2.6655	-4.3994	-3.8253	Constante, 1 rezago, Tendencia
LIPC LVQA	-2.9061	-4.3994	-3.8253	constante, 1 rezago, Tendencia

Grafica IV



Respetando la estructura que resultó ser común en las pruebas de estacionariedad, y aún variando tal especificación, se encontró que tales variables no están cointegradas.

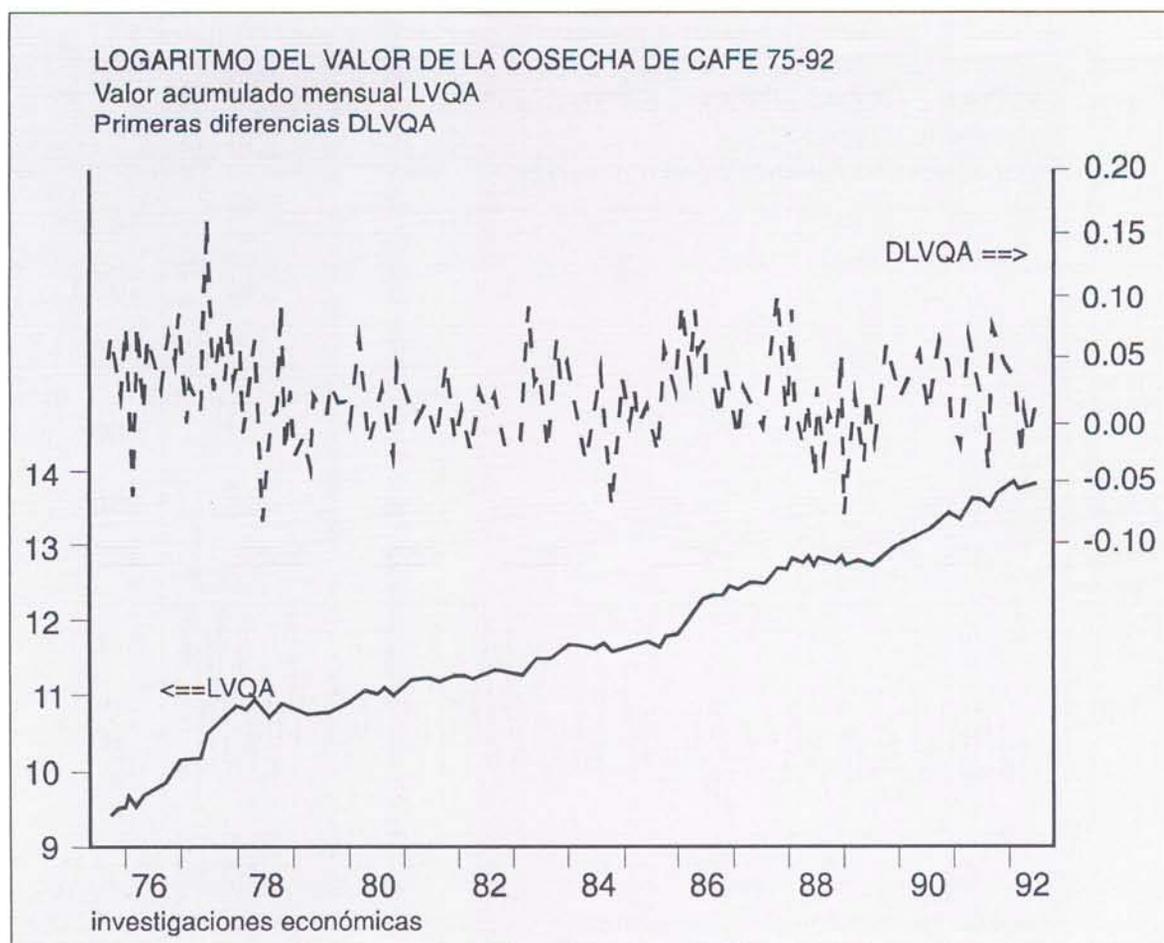
A pesar de la no cointegración de las variables, que de suyo hace superfluas las pruebas de causalidad, se decidió corroborar tal conclusión haciendo las pruebas de Granger. Los resultados aparecen en el CUADRO II.

Desde luego se utilizan la primera diferencia de las variables para cumplir el requisito de estacionariedad. Asimismo, la estructura de rezagos se formó para doce y veinticuatro meses, comprobándose que no hay resultados distintos para las

pruebas definitivas de causalidad. En forma práctica no se encuentra evidencia a partir de 1975, para afirmar que el precio o el valor de la cosecha sirva para pronosticar la inflación, pero tampoco la inflación pasada mejora la predicción del precio o del ingreso bruto cafeteros.

En estas últimas pruebas suele ser de cuidado la escogencia del número que define la estructura de rezagos de las diferencias. Para evitar una suposición a priori se utilizó el expediente de la correlación cruzada. En general, la correlación cruzada nos mostró que hay una débil participación de los rezagos para contribuir a predecir tanto la inflación con base en el precio del pergamino o el de la cosecha y viceversa.

Gráfica V



CUADRO II  
 PRUEBAS DE CAUSALIDAD

VARIABLES	NUMERO DE REZAGOS	ESTADISTICO F	PROBABILIDAD
DLIPC & DLPSUS		0.937108	0.51
DLPSUS & DLIPC	12	0.536734	0.88
DLIPC & DLPSUS		0.624733	0.91
DLPSUS & DLIPC	24	0.686801	0.81
DLIPC & DLVQA		0.510344	0.90
DLVQA & DLIPC	12	0.660557	0.78
DLIPC & DLVQA		0.436806	0.99
DLVQA & DLIPC	24	0.416075	0.99

## ANEXO I

## RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA

VARIABLE	DICKEY FULLER AUMENTADO	MACKINNON UNO%	CINCO%	ESPECIFICACION
LIPC	0.5903	-3.4606	-2.8747	constante, 1 rezago
DLIPC	-6.953	-3.4606	-2.8747	constante, 1 rezago
LPSUS	-1.801	-4.0011	-3.4309	constante, 1 rezago T
DLPSUS	-7.990	-3.4606	-2.8747	constante, 1 rezago
LVQA	-2.286	-4.0032	-3.4319	constante, 1 rezago, T
DLVQA/	-7.437	-3.4621	-2.8753	constante, 1 rezago

Teniendo en cuenta los requisitos mencionados las pruebas muestran sin ambigüedad que no hay evidencia empírica para suponer relaciones de causalidad -en cualquier dirección- entre las variables en cuestión.

### 3- Conclusión

El uso exhaustivo de las pruebas enumeradas en este documento es una contribución rigurosa para asegurar la siguiente conclusión: entre 1975 y julio de 1992 tanto la variación del precio de sustentación como la correspondiente al valor de la cosecha, no contribuyen a predecir la tasa de inflación mensual en Colombia. Asimismo, la relación inversa es cierta; en el pronóstico de la variación del precio del pergamino o la del valor de la cosecha las tasas pretéritas de la inflación no ayudan a la predicción.

### REFERENCIAS

Blangiewicz, Maria, et. al. (1990). Cointegración in small samples: empirical percentiles, drifting moments and customized testing. Oxford bulletin of economics and statistics.

Campell, John; Perron, Pierre (1991). Pitfalls and opportunities: what macroeconomist should know about unit roots. Princeton University.

Granger, C.; Newbold, Paul (1986). Forecasting economic time series. Academic Press, inc.

Hall, S.G.; Henry, S.G.B. (1988). Macroeconomic Modelling. North Holland.

Holder, Carlos, et. al (1990). Testing for nonstationarities in macroeconomic time series data. Social and economic studies.