

# Hacia una caracterización de los precios del café salvadoreño\*

Oscar Edgardo Melhado

## 1. Introducción

La caída del precio internacional del café después de la ruptura del acuerdo de la Organización Internacional del Café (OIC) en 1989 ha tenido graves consecuencias para algunos países productores. En El Salvador, los últimos dos años han sido poco bonancibles para el sector cafetalero, principalmente por la caída de los precios del grano en el mercado mundial, provocada por la ruptura del acuerdo. Los principales productores latinoamericanos —que aportan conjuntamente el 60% de la producción mundial— se reunieron recientemente en San José, Costa Rica, con el objetivo de lograr una recuperación de los precios a niveles aceptables. En esa reunión se aprobó un esquema de retención de una parte de las exportaciones hasta que los precios mejoren.

El Salvador continúa siendo un país fundamentalmente monoexportador. No obstante las remesas de los inmigrantes en los Estados Unidos y la fuerte ayuda económica de agentes externos, el café sigue proveyendo una parte sustancial de las divisas. Un buen índice de la actividad económica en este país es el comportamiento de los precios del café en el mercado de valores de New York. Altos precios significan divisas, consumo e inversión; precios desfavorables se traducen en escasez.

---

\* Este artículo es un resumen de uno de los capítulos de la tesis doctoral del autor, titulada *Taxation of Coffee Exports and Coffee Prices in El Salvador*. La tesis fue presentada en Boston University en diciembre de 1990.

Lastimosamente, siendo el café un rubro importante, la política de comercialización internacional ha tenido un pobre desempeño.<sup>1</sup> Para mencionar un caso, recordemos como El Salvador no pudo sacar ventaja del boom de los precios en 1986 por haber vendido sus inventarios con anterioridad. Son comunes los casos en que alzas esporádicas no han sido aprovechadas por tener expectativas irrealistas acerca de los precios.

Para tener una política adecuada sobre café, es preciso que se tengan claros elementos fundamentales, como la dinámica de los precios y el papel de los acuerdos cafetaleros. Mientras no se cumpla esta condición, la política de comercialización internacional corre el riesgo de miopía y de tomar decisiones de corto plazo que no coadyuven al aprovechamiento máximo de este rubro.

En este trabajo pretendemos dar un panorama del comportamiento de los precios del café. Utilizando técnicas de series de tiempo, analizamos los precios del café de 1937 a 1988. El trabajo consta de cuatro partes. La primera de ellas ha sido subdividida en tres apartados: en el primero, intentamos dilucidar si existe un patrón de regularidad en el comportamiento de los precios durante todo el período, o si su comportamiento es aleatorio; el segundo apartado trata de verificar si cambios debido a fenómenos exógenos,<sup>2</sup> imprimieron rupturas en el comportamiento de los precios, de manera que sea necesario el estudio específico de éstos para esos subperíodos. El último apartado se concentra en los años en que el tratado cafetalero estuvo en vigencia.

En la segunda parte se determina cuáles son las variables que afectan principalmente al precio del café salvadoreño. Se prueba el grado en que las exportaciones de café de Brazil y Colombia afectan los precios. En la tercera parte se desarrolla una simulación sobre las implicaciones en los precios del café salvadoreño de fenómenos como condiciones climatológicas en Brazil y sucesos en el acuerdo del café. Finalmente, en la cuarta parte se presentan algunas conclusiones.

## **2. Propiedades de la serie de tiempo del precio del café salvadoreño**

La importancia económica de estudiar la presencia de raíces unitarias tiene que ver con aspectos de certidumbre. Las decisiones de sem-

- 
1. Este juicio no sólo atañe a la conducción de la política cafetalera por INCAFE, sino a la conducción de la comercialización internacional por los exportadores privados antes y después del período de INCAFE.
  2. El acuerdo del café y los cambios en la demanda internacional.

brar y de mercadeo internacional son tomadas sobre la base de supuestos en torno a los precios futuros en el mercado internacional. Los exportadores venden su café cuando consideran escenarios de precios favorables. El hecho de que la serie de tiempo sea no estacionaria dificulta la empresa de hacer supuestos sobre precios futuros. En el caso de una raíz unitaria, no hay un precio promedio que se mantenga por un largo período y cada shock<sup>3</sup> modifica la tendencia de la serie. En un mundo no estacionario, sólo las decisiones de corto plazo son adecuadas; las decisiones de largo plazo acerca de los precios no tendrían un fundamento sólido. De esta manera, en un mundo no estacionario, las posibilidades de los cafetaleros y del país de conducir una política de largo plazo basada en los precios del café están limitadas.

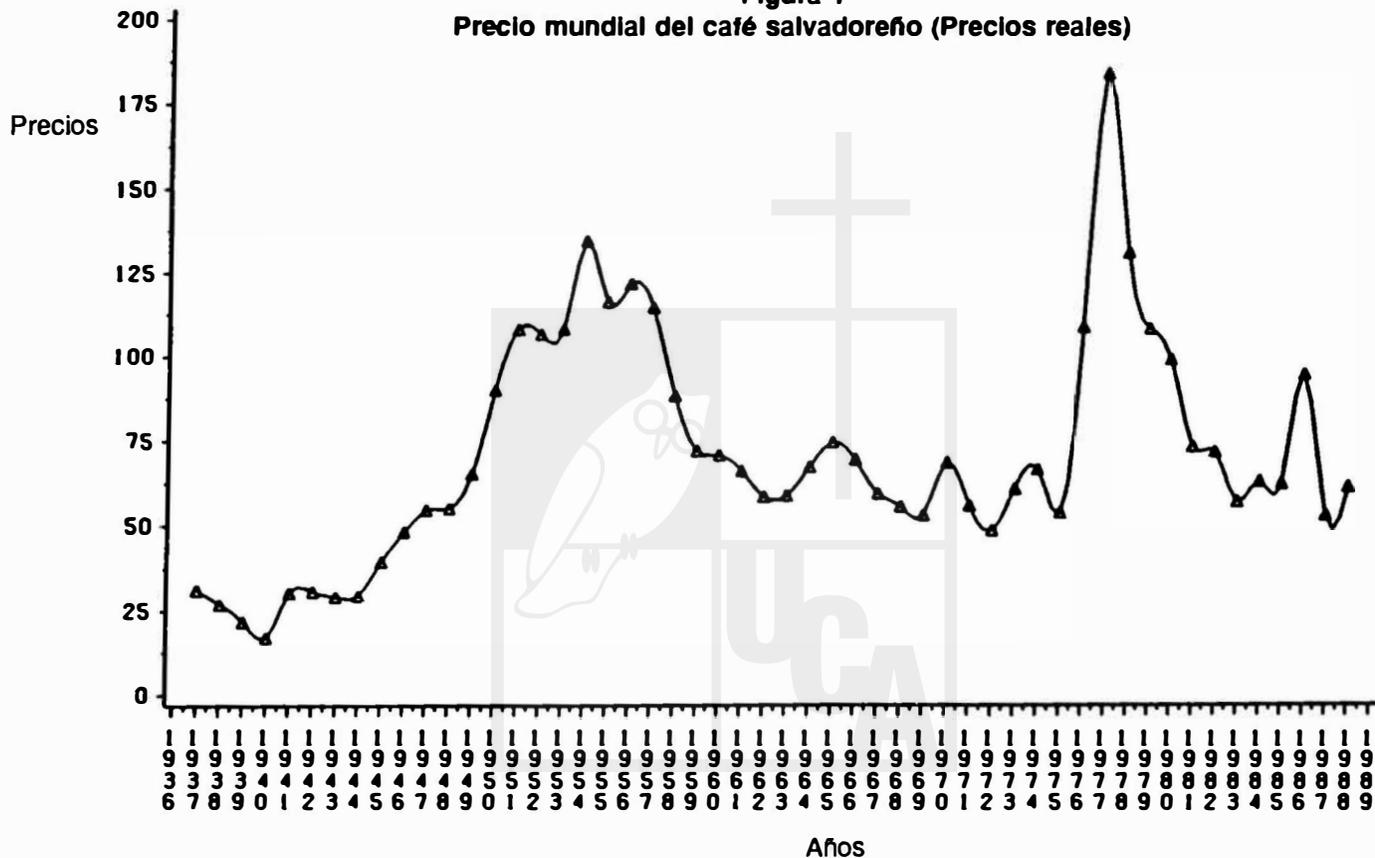
La hipótesis de una caminata aleatoria (*random walk*)<sup>4</sup> es confrontada con la hipótesis de los precios como series determinísticas fluctuando alrededor de tendencias. Una caminata aleatoria (CA) para los precios del café rechaza un comportamiento determinístico de la serie de precios. Shocks como los booms en los precios por las heladas o sequías en Brazil,<sup>5</sup> en lugar de tener efectos transitorios, tienen efectos duraderos en el futuro comportamiento de la variable. Cualquier predicción de los precios tiene que ser modificada considerando la intensidad del shock.

## 2.1. ¿Tiene la serie de precios una raíz unitaria?

Diferentes pruebas han sido desarrolladas para determinar la presencia de raíces unitarias. Entre las más importantes se encuentra la de Dickey y Fuller (1979). Nosotros seguimos un desarrollo reciente de Perron (1988). La característica de dicha prueba es un ajuste no paramétrico que toma en consideración la correlación de las primeras diferencias de las variables. Una ventaja de esta prueba es que ha sido extendida para el caso de una media y un acelerador diferente de cero.

- 
3. Por shock entendemos sucesos en el mercado del café que tienen efectos en los precios. Los más comunes son: las condiciones climatológicas en Brazil y los acuerdos del mercado de café.
  4. Una caminata aleatoria es un modelo de probabilidad que se podría conceptualizar como un individuo que camina en línea recta y en cada espacio de tiempo toma un paso a la derecha con probabilidad  $p$  o un paso a la izquierda con probabilidad  $1-p$ .
  5. Ver en la figura 1 el salto de los precios en 1977 y en 1986 después de alteraciones en las condiciones climatológicas en Brazil. La serie fue deflactada por un índice de precios.

**Figura 1**  
**Precio mundial del café salvadoreño (Precios reales)**



**Fuente:** FMI. International Finance Statistics. Digitalizado por Biblioteca "P. Florentino Idoate, S.J."  
 Universidad Centroamericana José Simeón Cañas

Reproduciendo a Perron (1988), las siguientes regresiones deben de ser estimadas por el método de mínimos cuadrados:

El modelo clásico de CA para  $\tau = 1$

$$1) P_t = \tau_1 P_{t-1} + \epsilon_{1t}$$

La CA con acelerador

$$2) P_t = \mu_2 + \tau_2 P_{t-1} + \epsilon_{2t}$$

La CA con tendencia y acelerador

$$3) P_t = \mu_3 + \beta_3(t_r - T/2) + \tau_3 P_{t-1} + \epsilon_{3t}$$

Donde  $t_r$ : Tendencia lineal

$T$ : Número de observaciones

Más allá del análisis de las estadísticas de los regresores, Perron sugiere una hipótesis conjunta de la presencia de la raíz unitaria, definiendo  $S^1 = T^{-1} \sum (P_t - P_{t-1})^2$ , y  $S^2$ ,  $S^3$  como la varianza de la muestra de los residuos estimados en la ecuación 2 y 3. Para realizar la prueba de los diferentes modelos de raíz unitaria las siguientes pruebas F son propuestas:

$$\Phi_1 = (2S^2)^{-1} (TS^1 - TS^2)$$

$$\Phi_2 = (3S^3)^{-1} (TS^1 - TS^3)$$

$$\Phi_3 = (3S^3)^{-1} (T \{ S^1 - (P_t - P_{t-1})^2 \} - TS^3)$$

Para obtener resultados determinantes de los parámetros independientes, seguimos las sugerencias de Perron de pruebas no paramétricas. Utilizamos una prueba más específica para la hipótesis nula de raíz unitaria en el tercer modelo. Las hipótesis nulas y los estadísticos t son:<sup>6</sup>

---

6. Véase Perron (1988), pp. 308-309 para la definición de D y la estimación consistente de las varianzas.

$$H_0 : \tau_3 = 1$$

$$z(\tau) = T(\tau - 1) - (T^3/24D)(S_T^2 - S_U)^2$$

$$H_0 : \beta_3 = 0, \tau_3 = 1$$

$$z(\Phi_3) = (S_U^2/S_T^2)\Phi_3 - (1/2S_T^2)(S_T^2 - S_U^2) \cdot \{T(\tau-1) - (T^3/48D)(S_T^2 - S_U^2)\}$$

Donde:

T : Número de observaciones

D : Determinante de la matriz (X'X) de las regresiones.

$S_U^2$  : La media de los cuadrados de los residuos estimados regresión.

$$S_T^2 : T^{-1} \sum (P_t - P_{t-1})^2$$

Para estimar el valor de  $S_T$  usamos la siguiente aproximación

$$S_T = T^{-1} \sum \epsilon_t + 2T^{-1} \sum_{h=1}^L \sum_{t=h+1}^T \epsilon_t \epsilon_{t-h}$$

Para aproximar  $\epsilon_t$  utilizamos los residuos de  $\Delta P_t$  en una constante.

Nuestros datos consisten en 52 observaciones de precios anuales promedios reportados por el Fondo Monetario Internacional en sus *Estadísticas Financieras Internacionales*, en la sección de precios de bienes. Aunque el café salvadoreño es considerado en la categoría de otros suaves, sus precios fueron reportados hasta 1983 en una categoría propia. Cinco observaciones (de 1984 a 1988) fueron tomadas de los datos de los otros suaves para completar la serie.<sup>7</sup>

La realización de la prueba genera el siguiente resultado:

- 
7. Todas las pruebas en este artículo son realizados considerando los precios reales del café. Es decir se deflactan los precios por un índice de precios. En este caso usamos el IPC de los Estados Unidos como *proxy* para la inflación mundial.

Prueba	Valores	críticos 5%
$z(\tau)$	-10.59	-19.8
$z(\Phi_3)$	3.08	6.73

No se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en el tercer modelo; una identificación tentativa de los datos es una raíz unitaria con tendencia.<sup>8</sup> Otra evidencia de nuestro hallazgo es que el usar las técnicas de Box y Jenkins<sup>9</sup> el modelo que mejor describió los datos fue un proceso autoregresivo de primer orden. El coeficiente estimado es cercano a uno y la capacidad de predicción es deficiente.

## 2.2. ¿Existe alguna evidencia de cambios estructurales?<sup>10</sup>

Aunque no rechazamos la hipótesis de raíz unitaria para la serie de precios, un examen de la gráfica de los precios (Gráfica 1) podría ayudar a descubrir que eventos exógenos afectaron el comportamiento de la serie. Notamos dos cambios estructurales: en 1956 y durante el período del acuerdo. El primer período puede caracterizarse por una tendencia creciente hasta 1955. La tendencia se revierte al año siguiente. En 1962 los mercados son intervenidos controlándose la oferta mundial para detener la tendencia decreciente en los precios. De 1962 a 1989 el acuerdo del café estableció cuotas de exportación con el objetivo de estabilizar los precios. El acuerdo del café fue suspendido en algunos períodos; estos incluyeron los años de sequía o las heladas en Brazil: 1976 y 1986. Si ignoramos esos impactos, gráficamente podría notarse que el acuerdo del café estabilizó exitosamente los precios del café.

Perron argumenta que en el caso de existir cambios estructurales, existiría un problema en las pruebas de manera que nunca se rechazaría la hipótesis nula de raíces unitarias.<sup>11</sup> Para construir una prueba de raíz unitaria como alternativa de posibles fluctuaciones estacionarias alrededor de una tendencia, montamos el siguiente experimento. Implementamos la hipótesis nula de raíz unitaria en contra de fluctuaciones estacionarias alrededor de una tendencia, que en este caso, como describimos anteriormente, parece ser creciente hasta 1956, decreciente de

- 
8. La tendencia implica cierto patrón creciente en los datos. Es decir, que los precios aumentan con el tiempo.
  9. Ver Box and Jenkins (1976).
  10. Cambios estructurales son impactos en la serie de datos que modifican permanentemente su comportamiento.
  11. Perron realiza su análisis con los precios del petróleo, considerando los cambios estructurales a partir del "boom" de los precios.

1955 a 1961 y fluctuante alrededor de una media para el período del acuerdo.

La hipótesis nula es (raíz unitaria con acelerador y tendencia):

$$P_t = \beta_1 + \beta_2 t + P_{t-1} + \epsilon$$

y la alternativa

$$P_t = \alpha_1 + \alpha_2 t D_1 + \alpha_3 t D_2 + \alpha_4 D_3 + \epsilon$$

t: Tendencia

D: Variable *dummy*

$D_1 = 1$  para  $t < 1955$ , 0 en otros casos.

$D_2 = 1$  para  $1954 < t < 1962$ , 0 en otros casos.

$D_3 = 1$  para los años del acuerdo, 0 en otros casos.

Las tres variables *dummies*<sup>12</sup> son para los cambios estructurales. De 1936 a 1954 hay una tendencia creciente, que se debe a la creciente demanda en la postguerra. Los precios alcanzaron un tope después de una sequía seguida de una helada en Brazil. El boom de los precios motivó a que se plantara más arbustos en muchos países exportadores, lo que condujo a una sobreproducción: la oferta mundial superaba a la demanda disponible. La tendencia decreciente observada de 1955 a 1961 fué causada por el exceso de oferta. Los precios disminuyeron durante ese período como resultado de la sobreproducción y el lento crecimiento de la demanda. La pausada expansión de la demanda se originó en el uso de sustitutos como bebidas suaves (sodas) especialmente entre la gente joven; también tuvieron que ver consideraciones sobre la salud después de los descubrimientos de los daños de la cafeína. La caída de los precios continuó hasta 1962, año en que los mercados fueron regulados por el tratado internacional del café.

La última variable *dummy* ( $D_3$ ) intenta capturar el cambio estructural que se dio a partir del funcionamiento del acuerdo. Los años en que funcionó el acuerdo no son continuos; se suspendió algunos años, incluyendo los de la helada en Brazil. La variable *dummy*  $D_3$  toma un valor de cero para los períodos en que el acuerdo no funcionó.

---

12. Una variable *dummy* es una variable binaria que puede tomar el valor de 1 ó 0.

Integrando las dos hipótesis y ajustando la regresión para la prueba Dickey-Fuller obtenemos:

$$P_t = \Theta_1 + \Theta_2 t + \Theta_3 P_{t-1} + \Theta_4 t D_1 + \Theta_5 t D_2 + \Theta_6 D_3 + c \Delta P_{t-1} + \epsilon$$

Los resultados de la regresión son presentados a continuación (los valores en paréntesis corresponden al estadístico t):

$$P_t = 7.99 + 0.93t + 0.66P_{t-1} + 0.93tD_1 - 0.17tD_2 - 25.07D_3 + 0.005\Delta P_{t-1}$$

(0.82) (2.79) (5.56) (1.14) (-0.19) (-2.28) (0.04)

Debido a su no significancia estadística, el último término en la regresión fué eliminado. Las nuevas estimaciones son las siguientes:

$$P_t = 6.90 + 0.96t + 0.66P_{t-1} + 1.00tD_1 - 0.13tD_2 - 24.91D_3$$

(0.80) (3.12) (6.44) (1.36) (-0.17) (-3.08)

Nótese la significancia estadística de la variable *dummy* para los años del acuerdo cafetalero.

Necesitamos derivar la distribución asintótica para el estadístico t en este modelo particular, para encontrar los valores críticos. Esto requiere un trabajo adicional considerable, incluyendo simulaciones Monte Carlo. Dado que los estadísticos t para las estimaciones de  $tD_1$  y  $tD_2$  son muy bajos, tenemos evidencia en contra del modelo alternativo de variaciones transitorias alrededor de una tendencia.

Para examinar la existencia de un cambio estructural, implementamos un modelo con una variable binaria para los años en que el acuerdo cafetalero reguló los mercados internacionales.

$$P_t = 35.81 + 0.78(tr-26) + 0.66 P_{t-1} - 26.93D$$

(4.26) (2.89) (7.62) (-3.58)

$$R^2 = .73 \quad F = 43.76$$

tr: tendencia

La significancia de la variable *dummy* (D) es evidencia del cambio en el patrón del comportamiento de los precios durante el período del acuerdo cafetalero. No podemos rechazar la hipótesis de un cambio estructural durante el acuerdo. Creemos que la mejor representación de los datos es obtenida con este modelo. El coeficiente de  $P_{t-1}$  diferente de 1 es evidencia en contra de la hipótesis de raíz unitaria.

Es de importancia recalcar que después de corregir la serie considerando el cambio estructural, ésta parece ser estacionaria aunque la prueba de raíz unitaria no descartó la hipótesis de que la serie es no estacionaria. Podemos olvidarnos de los aspectos de raíz unitaria y concentrarnos en un modelo (que aparenta ser estacionario) con un cambio estructural para los años de existencia del tratado cafetalero.

### 2.3. ¿Cuáles son los resultados para el período del acuerdo?

Estamos interesados en el comportamiento de los precios durante el acuerdo. Uno de los objetivos del tratado fué la estabilización de los precios a través del control de las exportaciones. Rechazando la presencia de una raíz unitaria implicaría que el acuerdo exitosamente mantuvo los precios dentro de un rango.

De la gráfica de los precios, es claro que los shocks en la serie de datos del café no tienen efectos duraderos. Después del shock, los precios vuelven al nivel que poseían con anterioridad. Un test de Dickey-Fuller es ejecutado para el período 1962 - 1989, con el objetivo de verificar la presencia de una raíz unitaria. Una variable dummy fué incorporada para los años en que el acuerdo se suspendió.

$$\Delta P_t = \alpha P_{t-1} + \Theta D + \sum_{i=1}^k c_i \Delta P_{t-i} + T_t$$

En caso de existir una raíz unitaria el coeficiente de  $P_{t-1}$  es igual a 0. Los resultados de la regresión se muestran a continuación:

$$\Delta P_t = -2.26P_{t-1} + 192.22D + 2.29\Delta P_{t-1}$$

(-3.59)
(4.49)
(2.59)

Rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria. El alto coeficiente de  $P_{t-1}$  indica que la serie es explosiva. La variable *dummy* (D) tiene significancia estadística. La explicación es que los shocks en la oferta que vienen por las heladas o las sequías en Brazil son excepciones en los datos. Después de estos shocks los precios recuperan su nivel anterior, mostrando efectos transitorios en la serie de datos.<sup>13</sup>

Ahora la pregunta es conocer si los precios después de 1961 siguen un proceso aleatorio o son "perturbaciones blancas" (*white noise*). En el

13. En otro experimento, la variable *dummy* fue omitida y no se obtuvieron resultados significativos.

primero de los casos, conviene saber si la serie puede ser descrita con un modelo ARIMA.<sup>14</sup> Para captar nada más los efectos del acuerdo, realizamos una regresión con una variable *dummy* que considera los años del acuerdo<sup>15</sup>. Usando este procedimiento eliminamos las excepciones en el comportamiento de los datos por los años de los shocks.

$$P_i = 129.45D$$

donde  $D = 1$  para los años de shock.

Los residuos estimados fueron recuperados de esa regresión. Para construir un modelo para los datos usamos la técnica de Box y Jenkins. El modelo más adecuado es un IMA (1,1).

$$\Delta R = e_i + 0.6475e_{i-1} \quad (4.21)$$

$$Q = 4.26 \quad \text{Prob} = 0.513$$

Señalamos que con un modelo de este tipo podemos predecir el comportamiento de los precios, y que los shocks tienen efectos transitorios, y no duraderos. El acuerdo estabilizó los precios del café, reduciendo la incertidumbre para consumidores y productores de altas fluctuaciones en los precios.

### 3. Una prueba de causalidad

El análisis de una serie de tiempo univariada está basada en la idea de que el comportamiento de una variable puede ser explicado sólo por los valores previos de dicha variable. En el caso de los precios del café la representación univariada es limitada. Los precios están vinculados a la oferta total de café, en donde los shocks debido a las condiciones climatológicas en Brazil alteran repentinamente los precios. En esta sección consideramos una prueba de causalidad entre los precios del café salvadoreño y las exportaciones de café brasileño y colombiano. Brazil ha dominado los mercados internacionales del café; en años recientes su participación en la producción mundial ha disminuido, de una participación de más del 50% en los 50's a 26% en los 80's. Otros productores

14. ARIMA denota un proceso autoregresivo integrado con una media en movimiento.

15. Como explicamos con anterioridad, consideramos la serie después de 1961, el año en que la oferta de café comenzó a ser regulada por el tratado.

como Colombia, Kenya e Indonesia no tienen una participación en la producción mundial tan determinante como la que Brazil posee.

La categoría de otros suaves, que es la variedad producida en El Salvador, es un competidor cercano al café colombiano. También implementamos una prueba de la causalidad de las exportaciones colombianas en los precios del café salvadoreño.<sup>16</sup>

Consideramos las exportaciones en lugar de la producción porque la mayoría de los productores tienen inventarios acumulados. Los cambios transitorios en la producción son compensados usando los inventarios. Las expectativas acerca de la producción y las condiciones climatológicas incrementan la especulación acerca de los precios, pero ésta es una variable impredecible para ser modelada.

Después de 1962, durante el acuerdo, un sistema de cuotas fue establecido pero negociaciones periódicas permitieron la flexibilidad en la cantidad finalmente exportada. Esta es una de las razones porque las exportaciones en los mercados controlados muestran variaciones. La otra razón son los shocks en la producción y el mercado dual en el cual parte de la producción fue propuesta.

### **3.1. Algunas consideraciones acerca de la prueba de causalidad**

Realizaremos el test de causalidad usando el método sugerido por Hsiao (1979). El criterio para determinar la naturaleza del modelo es el error final de predicción de Akaike.<sup>17</sup>

Siendo  $P$  y  $E$  procesos estocásticos con una covarianza conjunta que es estacionaria, la representación de mínimos cuadrados de un modelo autoregresivo es:

- 
16. Hay diferencia en los precios de las diferentes categorías de café. El Salvador produce solamente una, conocida como "otros suaves", mientras Brazil produce casi todas las variedades de café. Las exportaciones de Brazil son un agregado de las diferentes variedades. Aunque en los mercados internacionales los consumidores son más conscientes de la calidad del café, los diferentes tipos de café son sustitutos en el producto final. El café es mezclado antes de ser tostado para disminuir la dependencia de sólo un tipo de café y para satisfacer los gustos de los consumidores. Consecuentemente, shocks en la oferta de un tipo de café afecta uniformemente todas las variedades.
  17. La diferencia entre este método y la prueba de hipótesis radica en el nivel de significancia. La alternativa aquí está basada en minimizar la media de los cuadrados del error de predicción.

$$\begin{aligned}
 P_t &= \psi_{11}(L)P_t + \psi_{12}(L)E_t + V_t \\
 E_t &= \psi_{21}(L)P_t + \psi_{22}(L)E_t + t_t
 \end{aligned}$$

donde L es un símbolo para denotar rezagos.

Necesitamos dos definiciones para tener un concepto operacional de causalidad.

**Definición 1:**

$$\begin{aligned}
 E \text{ no causa } P &\text{ si } \psi_{12} = 0 \\
 P \text{ no causa } E &\text{ si } \psi_{21} = 0
 \end{aligned}$$

El valor estimado de P después de utilizar el método de los mínimos cuadrados se representa como

$$P_t^* = \psi_{11}^m(L)P_t + \psi_{12}^n(L)E_t + V_t^*$$

m y n denotan los rezagos en las variables.

**Definición 2:**

El error de predicción final de la serie P se representa como

$$EPF = (T + m + n - 1/T - m - n - 1) \cdot (\sum(P_t - P_t^*))^2/T$$

donde T: número de observaciones.

El procedimiento para identificar el modelo, siguiendo a Hsiao consiste en: 1- Determinar el modelo autoregresivo de una variable utilizando el EPF mínimo. 2- Incluyendo E como variable de control y asumiendo el rezago de P encontrado en el primer paso, se utiliza de nuevo el criterio del mínimo EPF para determinar los rezagos de E. 3- Comparando los EPF de los modelos óptimos de los pasos anteriores, asumimos causalidad de E en P, si el EPF del modelo en el paso 2 es más pequeño que el encontrado en el paso 1. Si el argumento no es verdadero, decimos que E no causa P. Finalmente repetimos el mismo procedimiento para determinar la causalidad de P sobre E.

**3.2. Resultados e Identificación del modelo**

Procederemos a identificar los precios aplicando el EPF. El resultado de cinco rezagos es presentado a continuación en el cuadro 1. El míni-

mo EPF se dá en el primer rezago. Esto coincide con nuestros hallazgos previos: la representación de los precios como un vector de autoregresión de primer orden.

**Cuadro 1**  
**Error de predicción final de los precios**

Precios	
Rezagos	EPF
1	503.37
2	521.72
3	551.13
4	540.13
5	561.41

En seguida introducimos variables de control separadamente y comparamos el EPF con las obtenidas en el caso de los precios. Si el EPF con la variable de control es menor que en el caso de considerar sólo los precios, concluimos que existe causalidad de las variables de control en los precios

$$P_t = aP_{t-1} + \text{Variable de control}$$

**Cuadro 2**  
**Error de predicción final de las exportaciones**

Rezago	Exportaciones de Brazil	Exportaciones de Colombia
0	362.10	439.78
1	327.17	421.75
2	365.65	441.25
3	387.80	451.23

Con ambas variables de control, el primer rezago es el óptimo y el EPF es menor que en el caso de sólo considerar los precios. Utilizando este método no pudimos rechazar la hipótesis de la causalidad de las exportaciones de café del Brazil y de Colombia en los precios del café salvadoreño. Esta causalidad es de las variables de control independiente. Para determinar la relación causal de ambas variables combinamos

los dos modelos y usamos el EPF para determinar causalidad. El EPF es 254.88, suficiente para inferir la causalidad conjunta de las exportaciones de café brasileño y colombiano en los precios del café salvadoreño. La identificación tentativa del modelo es:

$$P_t = \theta_1 P_{t-1} + \theta_2 B_t + \theta_3 B_{t-1} + \theta_4 C_t + \theta_5 C_{t-1} + \epsilon$$

Donde:

B: Exportaciones de café brasileño

C: Exportaciones de café colombiano

Para darnos una idea de lo adecuado del modelo, usamos el método de los mínimos cuadrados. Los resultados son presentados a continuación (con los valores del estadístico t entre paréntesis):

$$P_t = 0.94P_{t-1} - 0.55B_t + 0.65B_{t-1} - 0.84C_t + 0.77C_{t-1}$$

(11.58)    (-3.48)    (4.43)    (-2.99)    (2.79)

Aunque debería corregirse por autocorrelación, la significancia de los coeficientes estimados y los signos correctos demuestran lo adecuado del modelo.

Podemos interpretar esta relación causal destacando la relación inversa de las exportaciones de Brasil y Colombia en el mismo año. Los precios suben o bajan dependiendo si hay exceso o limitaciones de la demanda. El signo positivo de las exportaciones brasileñas y colombianas en el año previo se explica por el hecho de que las exportaciones regresan al mismo nivel después del año de exceso o escasez. Si en el año que pasó las exportaciones fueron bajas, en el año siguiente se tiene que esperar que se incrementen; en consecuencia, las exportaciones en el año previo están en relación positiva con los precios del café en el año presente.

#### 4. Un modelo de respuesta impulsada para los precios del café salvadoreño

Lo que pretendemos en esta sección es analizar el tamaño e intensidad del efecto de diferentes shocks en la serie de precios del café. La trayectoria de la respuesta dirigida del shock es determinada a través de derivar las propiedades de una serie de tiempo que incluye tres variables. Investigaciones en esta área ha sido realizada, entre otros, por Blanchard y Quah (1989). Estos estudios se han centrado en el estudio de series de tiempo macroeconómicas, especialmente en el producto nacional bruto de los Estados Unidos. Nuestro esfuerzo consiste en la

aplicación de esas técnicas a los precios del café salvadoreño considerando las restricciones de identificación que imponemos.

El fracaso de los modelos de predicción del café surge de la dificultad de tratar variables impredecibles como las condiciones climatológicas, la probabilidad de heladas y sequías en la producción brasileña, los resultados del acuerdo cafetalero y la especulación acerca de los precios. Existe un trecho muy largo por caminar para incluir esta información a un modelo mundial de café.

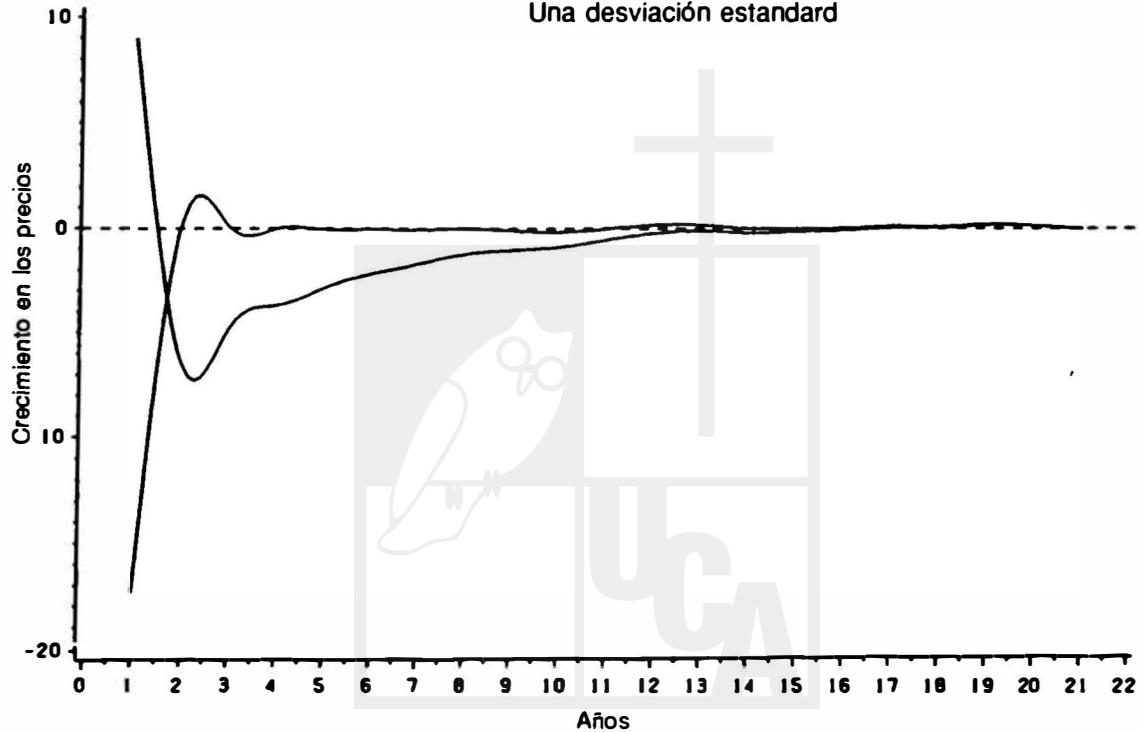
Para aprovechar el máximo de información, incorporamos los precios del café y las exportaciones de café de Brasil y Colombia, que, como demostramos anteriormente, están en relación de causalidad con los precios.

Definimos tres tipos de shocks en el modelo: el primero no tiene efecto de largo plazo en los precios; el segundo, no genera una respuesta inmediata en las exportaciones de Brasil, y el último no genera una respuesta inmediata en las exportaciones de Colombia. Teniendo claro la naturaleza de los shocks, interpretamos nuestro esquema de identificación considerando tres principales alteraciones que afectan el modelo: Las condiciones climatológicas en Brasil, las negociaciones del tratado de café para Centroamérica y la calidad del café centroamericano. De una forma más específica asumimos que las condiciones climatológicas en Brasil no tienen efectos de largo plazo en el comportamiento de los precios del café en El Salvador; y que las negociaciones del tratado de café sobre la cuota centroamericana no tienen un impacto inmediato en las exportaciones de Colombia; y la última restricción es que la calidad del café centroamericano no produce una respuesta inmediata en las exportaciones brasileñas. Estas consideraciones parecen ser razonables; sin embargo, reconocemos la existencia de otras interpretaciones acerca de las alteraciones y las restricciones. Las restricciones permiten la adecuada identificación del modelo.

La importancia económica de nuestros resultados consiste en la medida de los impactos de diferentes tipos de shocks en los precios del café. El acercamiento a los efectos de las alteraciones ayuda a comprender mejor el comportamiento de largo plazo de los precios y el impacto que otras variables tienen en la serie de precios del café para El Salvador.

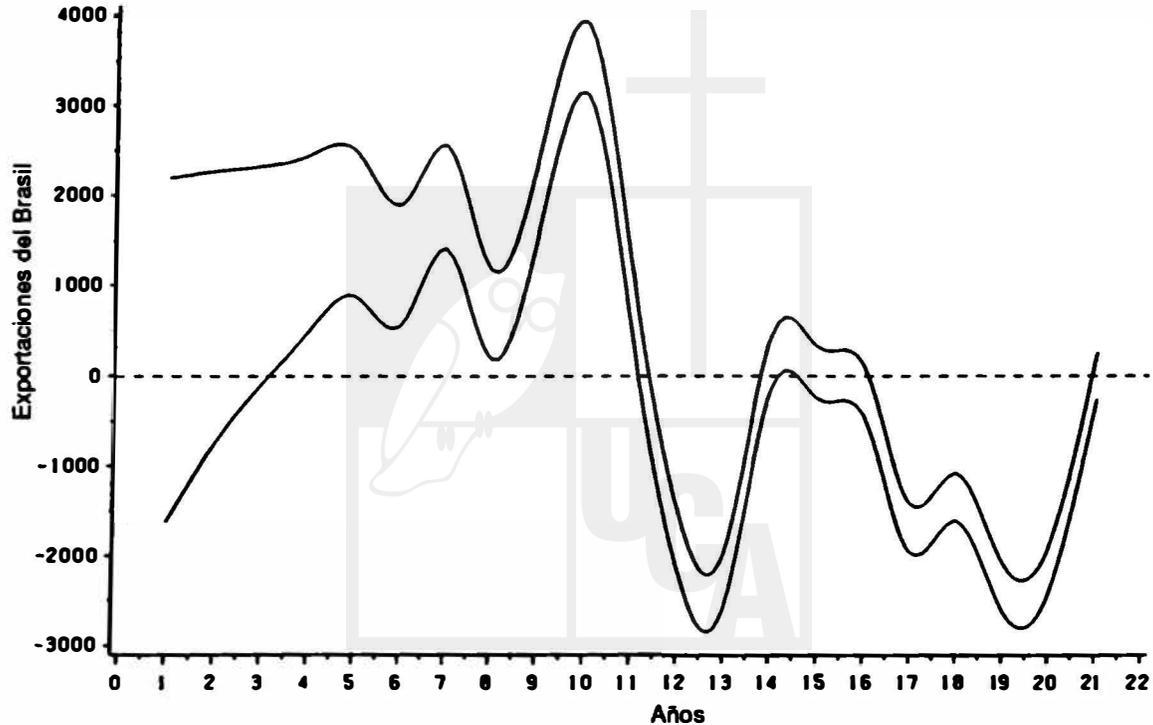
Los datos contienen 40 observaciones anuales de las variables, que comprenden el período de 1948 a 1988. Shocks de una desviación estándar (positivos y negativos) fueron aplicados, uno de cada tipo. Las otras alteraciones se restringieron a cero para diferenciar bien los efectos.

**Figura 2**  
**Funciones de respuesta Impulsada**  
Una desviación estandar



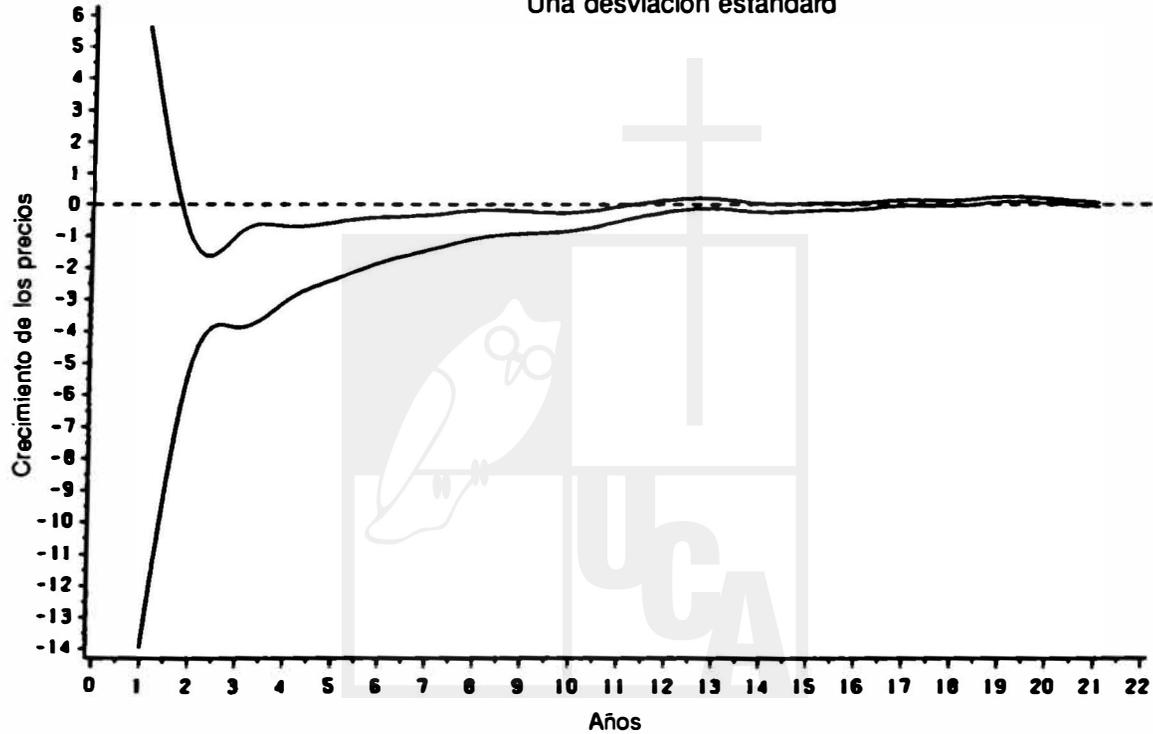
Respuesta en el crecimiento de los precios por un shock del primer tipo

**Figura 3**  
**Funciones de respuesta impulsada**  
**Una desviación estandar**



**Respuesta de las exportaciones brasileñas a un shock del primer tipo.**

**Figura 4**  
**Funciones de respuesta impulsada**  
**Una desviación estandar**



Respuesta en el crecimiento de los precios por un shock del tercer tipo.

La respuesta en los precios de un shock procedente de las condiciones climatológicas en Brasil tienen un fuerte efecto inmediato, después del segundo año el impacto disminuye, y en 14 años no tiene ningún efecto. La figura 2 ilustra estos resultados. El mismo shock causa un efecto inmediato en las exportaciones de Brasil (Figura 3). Después del tercer año el shock negativo se revierte, y las exportaciones se incrementan. En el largo plazo, el nivel de exportaciones disminuye. Un shock proveniente de los acuerdos del tratado parece tener efectos inmediatos en los precios. Después del segundo año los precios disminuyen y comienzan a crecer pausadamente hasta que se alcanza un incremento nulo después del 12 años. El tercer tipo de shock afecta los precios principalmente en los dos primeros años después de los cuales fluctúan levemente alrededor del nivel cero de crecimiento (Figura 4). Los shocks parecen afectar el crecimiento de los precios en los tres años posteriores al shock, después comienzan a normalizarse y regresar a su nivel previo.

## 5. Conclusiones

La conclusión más importante en términos de política económica, tomando en cuenta nuestra caracterización de los precios del café, es: El Salvador tiene que presionar para el regreso del acuerdo cafetalero.

Tenemos evidencia de nuestra investigación de que los precios durante el acuerdo fueron estables y se mantuvieron arriba de cierto nivel.<sup>18</sup> Los precios del café se mantuvieron en un margen deseado, con la excepción de los años de la helada en Brasil en 1975 y de la sequía en 1986 en los cuales los precios se incrementaron dramáticamente. Después de la finalización del acuerdo en julio de 1989, los precios cayeron drásticamente: en los seis meses siguientes los precios disminuyeron en casi 50%. Aunque en 1990 se experimentaron leves mejoras, en el tercer trimestre de 1990 el precio de una libra era de 91.94 centavos de dolar, similar a los precios de 1975 antes de la helada en el Brasil. En todo el período de 1975 a 1989 los precios se mantuvieron arriba de un dolar la libra. La disminución de precios después del tratado es aún mayor tomando en cuenta consideraciones acerca de la inflación mundial.

Los precios favorables fueron resultados del acuerdo y representaron entrada de divisas para El Salvador. Las fluctuaciones de precio se dieron alrededor de un precio medio y arriba de un nivel de precios. El país

---

18. Las interrupciones del tratado se dieron en algunos años de shocks en los precios y en etapas de desacuerdo sobre la distribución de cuotas.

está sufriendo las consecuencias en términos de la disminución de divisas y la reducción de las recaudaciones fiscales por el impuesto a la exportación del café.

Países como Brasil y Colombia con industrias de costos eficientes pueden beneficiarse en el largo plazo. El Salvador, con un sector cafetalero golpeado por la guerra civil y con limitaciones estructurales para la expansión del sector (especialmente la disponibilidad de tierra), no se encuentra en condiciones favorables. Después del acuerdo la producción ha sido comercializada a bajos precios. La existencia del tratado garantiza que la producción sea vendida a precios favorables.

En la prueba de causalidad determinamos la relación inversa entre las exportaciones de Brasil y Colombia y los precios mundiales. Estos países, para mantener su hegemonía en los mercados internacionales continúan expandiendo sus exportaciones y ofrecen precios de rebate. Ambos países están equipados con fondos de estabilización para subsidiar a los productores por pérdidas. A menos que un shock altere los precios estos se mantendrán bajos. El acuerdo permite que productores medianos como El Salvador puedan compensar el poder oligopólico de los grandes productores.

El otro elemento de importancia acerca de la conveniencia del acuerdo es la estabilización de los precios del café. No pudimos rechazar que la hipótesis es estacionaria durante el período del acuerdo. La intervención de los mercados a través de cuotas funcionó manteniendo los precios arriba de cierto nivel y dentro de un margen. Esto tiene implicaciones de importancia para la formulación de políticas macroeconómicas y políticas de café de largo plazo.

## BIBLIOGRAFIA

- Blanchard y Quah (1989). "The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-73.
- Box y Jenkins (1976). *Time Series Analysis Forecasting and Control*. San Francisco: Holden Day.
- Dickey y Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association* vol. 76, pp. 427-431.
- Hsiao (1979). "Causality Test in Econometrics". *Journal of Dynamics and Control* vol. 1, pp. 321-346.
- Perron (1988). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series." *Journal of Economic Dynamics and Control* vol 12, pp. 297- 332.