

**BANCO CENTRAL DE COSTA RICA
DIVISIÓN ECONÓMICA
DEPARTAMENTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS
DIE-14-2002-DI
DOCUMENTO DE INVESTIGACIÓN
DICIEMBRE DEL 2002**

**INFLACIÓN E INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA:
EVIDENCIA PARA COSTA RICA**

Álvaro Solera Ramírez

Documento de trabajo del Banco Central de Costa Rica, elaborado por el
Departamento de Investigaciones Económicas

Las ideas expresadas en este documento son responsabilidad del autor y no necesariamente
representan la opinión del Banco Central de Costa Rica

TABLA DE CONTENIDO

1. INTRODUCCIÓN	2
2. METODOLOGÍA PARA ESTIMAR INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA	3
3. INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA: RESULTADOS	7
3.1 Orden de Integración del IPC	7
3.2 Proceso ARIMA	7
3.3 Modelo GARCH	8
3.4 Modelo TGARCH	8
3.5 Causalidad a la Granger	9
3.6 Inflación e Incertidumbre Inflacionaria.....	10
4. REFERENCIAS.....	25

INFLACIÓN E INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA: EVIDENCIA PARA COSTA RICA¹

Resumen

En este documento se estima una medida de la incertidumbre inflacionaria. Un modelo de inflación señala incertidumbre cuando los errores de pronóstico son heteroscedásticos. Por medio de la especificación de una ecuación GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), para la varianza del término de error de un modelo de inflación, es posible estimar una proxy de incertidumbre inflacionaria. La estimación simultánea del modelo de inflación y de la ecuación GARCH, produce un nuevo modelo de inflación en el cual los errores de pronóstico son homocedásticos. Existe consenso en la literatura económica en que hay una correlación positiva entre incertidumbre inflacionaria y la magnitud de la tasa de inflación, lo cual, como lo señaló Friedman (1977), representa uno de los costos asociados con la persistencia inflacionaria. Esto es porque tal incertidumbre dificulta la toma de decisiones óptimas por parte de los agentes económicos.

La evidencia empírica, para el periodo 1954:01-2002:08, apoya la hipótesis de que para el caso de Costa Rica mientras mayor es la inflación mayor es la incertidumbre respecto a esta variable. En los últimos seis años (1997-2002) la incertidumbre presenta la variación media más baja de todo el periodo. Además, se identifica un efecto asimétrico de la inflación sobre la incertidumbre inflacionaria, es decir, la incertidumbre inflacionaria tiende a incrementarse más para el siguiente periodo cuando la inflación pronosticada está por debajo de la inflación actual, que cuando la inflación pronosticada está por arriba de la tasa observada de inflación. Estos resultados tienen una clara implicación para la política monetaria. Para minimizar la dificultad que la inflación causa en la toma óptima de decisiones de los agentes económicos es necesario perseguir no solamente un nivel bajo de inflación sino que también sea estable.

INFLATION AND UNCERTAINTY INFLATION: EVIDENCE FOR COSTA RICA

Abstract

This paper estimates a measure of inflationary uncertainty. An inflation model signals uncertainty when the forecast errors are heteroskedastic. By the specification of a GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) equation, for the variance of the error term of the inflation model, it is possible to estimate a proxy for inflationary uncertainty. By the simultaneous estimation of the inflation model and the GARCH equation, a new inflation model is obtained in which the forecast errors are homocedastic. Most economists agree that there is a positive correlation between inflationary uncertainty and the magnitude of the inflation rate, which, as was pointed out by Friedman (1977), represents one of costs associated with the persistence of inflation. This is because such uncertainty clouds the decision-making process of consumers and investors.

The empirical evidence for the period 1954:01-2002:08 confirms that in the case of Costa Rica inflationary uncertainty increases as inflation rises. However, in the last six years (1997-2002) the uncertainty has showed a reduction in magnitude to the point that it has become negligible. In addition, inflation has an asymmetric effect on inflationary uncertainty. That is, when the inflation forecast is below the actual inflation, inflationary uncertainty increases for the next period. The opposite happens when the inflation forecast is above the observed rate of inflation, but the absolute value of the change on uncertainty is greater in the first case than the second. These results have a clear implication for monetary policy. To minimize the disruptions that inflation causes to the economic decision-making process, it is necessary to pursue, not only a low level of inflation, but a stable one as well

Clasificación JEL: C4,E3

¹ El autor agradece los comentarios recibidos de Ana Cecilia Kikut, Róger Madrigal y Claudio Ureña.

1. INTRODUCCIÓN

Este documento forma parte de las investigaciones que el Banco Central de Costa Rica está llevando a cabo sobre distintas facetas del fenómeno inflacionario. Estas investigaciones son de suma importancia para el mejor diseño e implementación de la política monetaria, en su propósito de lograr los objetivos esenciales de estabilidad interna y externa de la moneda nacional encomendados a la Institución.

Aunque en la ciencia económica no existe un consenso pleno en cuanto a las causas generadoras de la inflación, si existe un amplio acuerdo en que la inflación tiene consecuencias nocivas sobre la economía. Uno de los costos más importantes de la inflación es la incertidumbre que ella crea acerca de la inflación futura, dada la limitada capacidad que tienen los agentes económicos para predecirla.² Esta incertidumbre dificulta la toma de decisiones por parte de consumidores y productores, con el consiguiente efecto negativo sobre la actividad económica. Sin incertidumbre consumidores y productores podrían planear mejor sus decisiones futuras.

Para Friedman (1977) “una función fundamental del sistema de precios es transmitir en forma compacta, eficiente y a bajo costo la información que los agentes económicos necesitan para decidir qué y cómo producir, así mientras más volátil es la tasa de inflación general, más difícil se hace extraer las señales sobre precios relativos a partir del precio absoluto”. Lo anterior refuerza la noción de que la variabilidad de la tasa de inflación es perjudicial para el funcionamiento del sistema económico (Magendzo, 1998).

En la literatura económica se puede encontrar consenso, entre muchos analistas, en que la incertidumbre en relación con la inflación futura aumenta cuando la inflación aumenta. Estos analistas tienden a asociar alta volatilidad y altos niveles de inflación con elevados niveles de incertidumbre inflacionaria, entendida esta como el grado de dificultad para predecir la inflación. Desde este punto de vista existe un argumento para promover una conducción de la política monetaria orientada a reducir la inflación.

El objetivo de esta investigación es evaluar empíricamente si se cumple en el caso costarricense la hipótesis de que cuanto mayor es la inflación, mayor es la incertidumbre respecto a esta variable. Para evaluar esta hipótesis es necesario obtener una estimación de la incertidumbre inflacionaria. Los modelos GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), con información mensual de la tasa de inflación, se utilizarán para estimar una proxy de ella a partir de los errores de pronóstico que genera un modelo econométrico de la inflación.

Los principales resultados de esta investigación son los siguientes:

² Los costos asociados con la inflación son que aparte de distorsionar el sistema de precios y con ello la asignación de los recursos, la estructura de la producción y del consumo, la inflación erosiona los ahorros, afecta la planeación económica, desestimula la inversión, induce la fuga de capitales y la adquisición de activos improductivos, inhibe el crecimiento y tiende a desestabilizar el ambiente social y político.

1) La evidencia empírica, para el periodo 1954:01-2002:08, apoya la hipótesis de que para el caso de Costa Rica mientras mayor es la inflación mayor es la incertidumbre respecto a esta variable, confirmando las predicciones de Friedman (1977).

2) Se identifica un efecto asimétrico de la inflación sobre la incertidumbre inflacionaria. Es decir, la incertidumbre inflacionaria para el siguiente periodo tiende a incrementarse más cuando la inflación supera las proyecciones que cuando la inflación es menor a la proyectada. En otras palabras, una caída inesperada de la inflación no tiene el mismo impacto sobre la incertidumbre que en el caso contrario, un incremento inesperado de la inflación, siendo el impacto de este último mayor.

3) Para la política monetaria este resultado es de suma importancia, por cuanto entre los costos más relevantes asociados a la inflación se encuentra precisamente su imperfecta predictibilidad. La incertidumbre inflacionaria dificulta el proceso de decisión óptima por parte de consumidores y productores, con el consiguiente efecto negativo sobre la actividad económica. Así, las acciones de política monetaria deben orientarse no sólo a mantener niveles bajos de inflación sino que también estables, con el objetivo de reducir la incertidumbre inflacionaria.

4) Es importante destacar que en los últimos seis años (1997-2002) la incertidumbre presenta la variación media más baja de todo el periodo analizado. Este fenómeno se puede asociar con un mayor compromiso de la autoridad monetaria por cumplir con su objetivo prioritario de mantener la estabilidad interna y externa de la moneda nacional, luego de la promulgación de su nueva Ley Orgánica a finales de 1995. Estas diferencias en las acciones del BCCR asociadas con la promulgación de la nueva Ley se destaca en Flores et. al. (2000) donde se dice: “Los hechos estilizados sugieren un cambio en la forma en que el BCCR condujo la política monetaria luego de la promulgación de la Ley Orgánica. Los datos sugieren que más recientemente la política monetaria se ha enfocado a reducir la inflación.”

El resto del documento consiste de dos secciones. La segunda, describe la metodología para la estimación de la incertidumbre inflacionaria. La tercera sección presenta los resultados de la estimación.

2. METODOLOGÍA PARA ESTIMAR INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA

Algunos autores han probado la hipótesis de la relación positiva entre el nivel y la variabilidad de la inflación, basados en una muestra transversal de países³. Otros por su parte, superando algunas limitaciones del enfoque transversal han propuesto el uso de un enfoque de series temporales, en el cual se toma como medida de la incertidumbre la variabilidad o desviación estándar de la inflación durante un cierto periodo. Un tercer enfoque se refiere a una metodología que se inscribe en el subgrupo de trabajos clasificados

³ El enfoque de muestra transversal ha sido sujeto a numerosas críticas, ver Katsimbris (1981).

por Golob (1994) como aquellos que utilizan la estrategia de modelos predictivos. En esta metodología se utiliza un modelo econométrico para pronosticar la inflación futura y será la desarrollada en esta investigación para aproximar la incertidumbre inflacionaria.

Es conveniente como lo expone Fernández (2000) establecer una distinción entre el concepto de volatilidad e incertidumbre inflacionaria. El primero es un concepto ex-post, que tiene que ver con los valores que toma la tasa de inflación periodo a periodo y sus fluctuaciones alrededor de un valor medio, este concepto es implementado por el enfoque transversal y el de series temporales. El segundo es un concepto ex-ante y es subjetivo, que depende intrínsecamente del proceso generador de expectativas, concepto desarrollado en los modelos predictivos.

Como se mencionó anteriormente, en el enfoque de modelos predictivos se utiliza una modelación econométrica de la inflación, para predecir los valores futuros a partir de la información existente en cada periodo. De este modo, mayor varianza de los errores implican mayor incertidumbre. Una limitación de este tipo de modelos es que sus resultados dependen del modelo de predicción escogido, dado que no existe una forma única de descomponer una serie entre sus componentes predecibles e impredecibles.

En el presente estudio se combinarán las metodologías ARIMA⁴ (Autoregressive Integrated Moving Average) y GARCH (General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) tomando como proxy de inflación la variación mensual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) para el periodo 1954:01-2002:08. De este modo se puede estimar tanto la media condicional, como la varianza condicional, a través de métodos de máxima verosimilitud. La modelación de la serie de inflación a través de un proceso ARIMA permite predecir la inflación en cada periodo, basándose en la información contenida en la serie en los periodos anteriores, es decir, en los rezagos de la serie. Así, se obtienen los errores de predicción para cada periodo. La utilización de un modelo GARCH, por su parte, permite obtener una serie temporal de la varianza de los errores que sirve como aproximación de la incertidumbre.

El modelo univariable que se utiliza para proyectar la inflación es un ARIMA, identificado por medio del paquete estadístico TRAMO-SEATS⁵. Este modelo se centra en la inflación medida como la variación mensual del Índice de Precios al Consumidor (IPC). El IPC se

⁴ Los modelos ARIMA son parte de la metodología habitual de series de tiempo y permiten estudiar el comportamiento de una variable aleatoria a través del tiempo, utilizando sólo la información contenida en la serie histórica de la propia variable. La forma genérica de un modelo ARIMA para una variable X se escribe en la terminología habitual de Box y Jenkins y su desarrollo se puede encontrar en Hamilton (1994).

⁵ El paquete estadístico TRAMO-SEATS fue desarrollado por Agustín Maravall (Servicio de Estudios del Banco de España) y Víctor Gómez (Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria del Ministerio de Economía y Hacienda de España), su finalidad es el análisis de series temporales de periodicidad mensual o trimestral. TRAMO (Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers) es un programa para la estimación y predicción de modelos de regresión con errores ARIMA. SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series) es un programa para la estimación de componentes no observables en series temporales univariantes siguiendo la metodología basada en modelos ARIMA

utiliza ya que la discusión de la inflación en Costa Rica se centra en gran medida en este índice.

En línea con el concepto de incertidumbre inflacionaria mencionado por Ball (1990), éste se modela como la varianza del componente estocástico o impredecible (errores) del modelo ARIMA utilizado para proyectar la inflación, en lugar de calcular una medida de volatilidad basada en realizaciones de esta variable. Específicamente, se emplea un modelo GARCH para obtener la varianza de los errores condicional al tiempo. Esta varianza condicional puede ser asociada a la idea de incertidumbre. De este modo, se levanta el supuesto de homocedasticidad que impone una varianza igual para cada periodo.

En general, como lo detalla Magendzo (1999), un proceso ARCH se traduce en que la varianza del error cambia en el tiempo, dependiendo en cada periodo de la magnitud de los errores en periodos anteriores, medidos como el cuadrado del error. El proceso GARCH generaliza ese modelo, permitiendo que la varianza dependa también de rezagos de la propia varianza.

Los modelos ARCH y GARCH corresponden a una metodología de series de tiempo y permiten modelar el comportamiento de la varianza del error de un modelo particular. En el caso del modelo ARIMA, se trata de modelar el error ε_t . El comportamiento de la varianza se modela, en forma análoga al modelo ARIMA, usando la información contenida en la propia serie de los errores. La forma genérica de un modelo GARCH para la varianza σ_t^2 de un error ε_t se escribe como:

$$y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim (0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \gamma(L) \varepsilon_t^2 + \lambda(L) \sigma_t^2 + \zeta_t \quad (2)$$

donde y_t es la variable dependiente, X_t un vector de variables explicativas, β es el vector de parámetros, ε_t es el error estocástico y σ_t^2 es la varianza del error. Los componentes del polinomio $\gamma(L)$ se denominan los componentes ARCH y generan una dependencia de la varianza respecto de los cuadrados de los errores de predicción anteriores. Los componentes del polinomio $\lambda(L)$ se denominan componentes GARCH y hacen que la varianza dependa del valor que ha tomado la varianza en periodos anteriores. El objetivo principal de un modelo GARCH es obtener una serie de varianzas con base en la ecuación estimada (varianzas condicionales).

Para indicar la estructura completa del modelo se suele escribir GARCH(a,b), donde “a” indica el número de rezagos ARCH y “b” el número de rezagos GARCH del modelo. Así, un proceso GARCH(1,1), donde la varianza condicional depende del primer rezago de los residuos y el primer rezago de la varianza, se anota como:

$$y_t = X_t' \beta + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t \sim (0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \omega_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \omega_2 \sigma_{t-1}^2 + \zeta_t \quad (4)$$

Una variante del modelo anterior permite que el parámetro ARCH del primer rezago del error cambie, dependiendo de si el error rezagado excede cierto umbral (normalmente cero). Esta variante se conoce como TGARCH (Threshold GARCH) y permite evaluar si inflaciones por sobre lo esperado tienen un efecto sobre la incertidumbre distinto del que tendría una inflación menor a la esperada. Para capturar esta asimetría se hace depender a la varianza condicional de la magnitud y signo de los errores anteriores. Conceptualmente equivale a considerar una variable dummy para dar cuenta del comportamiento diferente de la varianza condicional ante errores positivos y negativos del modelo. Formalmente se tiene que la varianza del error de pronóstico evoluciona según la siguiente ecuación:

$$\sigma_t^2 = \omega + \gamma(L) \varepsilon_t^2 + \lambda(L) \sigma_t^2 + \tau \varepsilon_{t-1} \delta_t + \zeta_t \quad (5)$$

con $\delta_t = 1$ si $\varepsilon_{t-1} < 0$ y $\delta_t = 0$ si $\varepsilon_{t-1} \geq 0$

La comprobación de un comportamiento heteroscedástico en los residuos, ε_t , originados en la estimación de un modelo de regresión no requiere, afortunadamente, la estimación de los parámetros ARCH (Hamilton, 1994). Para ello se utiliza el test ARCH propuesto por Engle (1982) basado en el principio del multiplicador de Lagrange. El primer paso es realizar la estimación de la ecuación (1) por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y obtener los residuos, ε_t . El segundo paso consiste en una regresión por MCO de los residuos al cuadrado, ε_t^2 , sobre una constante y sus propios rezagos, de la siguiente forma:

$$\varepsilon_t^2 = \zeta + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_n \varepsilon_{t-n}^2 + \zeta_t \quad (6)$$

para $t = 1, 2, \dots, T$. El tamaño de muestra T multiplicado por el R^2_ε sin centrar que proviene de la ecuación (6), converge a una distribución chi-cuadrado, χ^2 , con n grados de libertad, bajo la hipótesis nula de que ε_t es independiente e idénticamente distribuido $N(0, \sigma^2)$. En otras palabras, se evalúa si los coeficientes de los errores al cuadrado rezagados de la ecuación (6) son conjuntamente iguales a cero. Si no lo son, el error presenta un proceso ARCH.

Partiendo del supuesto que la especificación ARCH(n) puede ser vista como un proceso AR(n) para ε_t^2 , otra metodología desarrollada por Bollerslev (1988) es usar los métodos de Box-Jenkins para analizar la autocorrelación de ε_t^2 . Otros tests para evaluar un comportamiento heteroscedástico en los residuos, ε_t , son descritos en Bollerslev, Chou and Kroner (1992).

Para determinar los parámetros a y b del proceso GARCH se pueden interpretar los correlogramas, simple y parcial, de los residuos al cuadrado respecto de sus rezagos.

La estimación final se realiza para el modelo ARIMA y GARCH en forma conjunta a través de una estimación de máxima verosimilitud, suponiendo que los residuos tienen una distribución normal.

3. INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA: RESULTADOS

Un primer paso, para evaluar la hipótesis de que mayores niveles de inflación están asociados con una mayor incertidumbre inflacionaria, como lo proponen Friedman (1977) y Ball (1990), es asegurarse de que la variable de serie de precios que se modela por medio del modelo ARIMA posea un comportamiento estacionario, es decir, integrada de orden cero o $I(0)$. Como detalla Magendzo (1998) esto es importante por cuanto variables con un orden de integración mayor tienen asociada una varianza explosiva (infinita), por lo que no tiene sentido considerar estas varianzas como medidas de incertidumbre. Por el contrario, cuando una serie es estacionaria⁶, su varianza está bien definida, es finita y tiene sentido como medida de incertidumbre.

3.1 Orden de Integración del IPC

En el cuadro 1 se presentan los resultados de la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) para el nivel del IPC y para la variación mensual del IPC, respectivamente, incluyendo los criterios de información de Schwarz, Akaike y Hannan-Quinn para seleccionar el rezago óptimo. La hipótesis nula que plantea la prueba DFA es que la variable en cuestión tiene raíz unitaria, esta hipótesis es rechazada a favor de la alternativa si el estadístico calculado es menor que el valor crítico a diferentes niveles de significancia. De acuerdo con el DFA para el nivel del IPC el estadístico calculado es mayor que los valores críticos para los diferentes niveles de significancia, con lo cual no puede ser rechazada la hipótesis nula de raíz unitaria, independiente del criterio de información utilizado para determinar el rezago óptimo. Por el contrario, la variación mensual del IPC, es una variable estacionaria. Lo anterior por cuanto el estadístico calculado es menor que los valores críticos a los diferentes niveles de significancia (excepto al 1% y 5% del AKAIKE), lo que lleva a rechazar la hipótesis nula.

3.2 Proceso ARIMA

Comprobado el comportamiento estacionario de la variación mensual del IPC, que resulta ser una proxy de la inflación mensual, se estima el modelo ARIMA para esa variable. Utilizando el paquete estadístico TRAMO-SEATS se identificó un modelo ARIMA(0,1,2) (0,1,1), con lo cual el modelo identifica una diferenciación y dos parámetros de medias móviles en la parte regular, así como una diferenciación y un parámetro de medias móviles en la parte estacional. También el modelo identifica siete valores fuera de serie (outliers) de diferente índole (impulso o escalón)⁷.

⁶ En general una serie se define como estacionaria si tiene un promedio finito, una varianza finita y covarianzas finitas, todo independiente del tiempo. Por el contrario, cuando una serie no es estacionaria (tiene algún orden de integración), la varianza crece con el tiempo y la varianza no condicional tiende a ser infinita, con lo que un proceso ARIMA o GARCH podría tornarse explosivo.

⁷ Los valores fuera de serie identificados como impulsos se presentan en : marzo-80, julio-81, julio-82 y febrero-88. Los identificados como escalones se presentan en : octubre-81, febrero y octubre-82. Estos valores pueden estar relacionados con los siguientes hechos: en marzo de 1980 con el objetivo de reducir la represión financiera el BCCR introduce modificaciones en la determinación de la tasa básica, los años 81 y 82 el país experimenta una seria crisis financiera con un alza sostenida en tipo de cambio, acelerado crecimiento del nivel de precios interno , baja en la posición de los activos internacionales netos y ascenso en los pagos por

Tomando como base el modelo identificado por medio de TRAMO-SEATS, se realizó un calibramiento del mismo con la finalidad de mejorarlo. Los mejores resultados se obtuvieron para un modelo con una diferenciación y un parámetro de medias móviles tanto en la parte regular como estacional, incluyendo los valores extremos de: julio-1981, febrero-1982 y octubre-1982. La estimación del modelo se presenta en el cuadro 2, entre otras cosas se sugiere una alta significancia de las variables y la ausencia de correlación entre los errores⁸. Sin embargo, se requiere verificar si la varianza residual de la inflación es constante en el tiempo, para lo cual se incluye en el cuadro 3 el estadístico para el test ARCH(1), que evalúa si la varianza de los residuos, ε_t , es constante. El test indica que se rechace la hipótesis nula de existencia de un proceso con varianza constante, en vista de lo cual se puede modelar el proceso de varianza condicional para los residuos (ecuación 4) por medio de un modelo GARCH(a,b).

3.3 Modelo GARCH

Una vez verificado el comportamiento heteroscedástico en los residuos, ε_t , provenientes del modelo ARIMA, se debe definir la estructura completa del modelo GARCH(a,b), donde se debe recordar que “a” indica el número de rezagos de los residuos (rezagos ARCH) y “b” el número de rezagos de la varianza (rezagos GARCH). El correlograma simple y parcial de los residuos al cuadrado, del modelo ARIMA estimado (ecuación 6), no suministra información clara para determinar la estructura completa GARCH(a,b). Ensayando con diferentes estructuras, la que brindó mejores resultados fue un GARCH(1,1) para describir la evolución de la varianza del error (ecuación 2).

El cuadro 4 presenta la estimación conjunta del modelo ARIMA-GARCH(1,1). La ecuación de la varianza aproxima la varianza condicional de la inflación no esperada y viene a constituirse en una medida de la incertidumbre inflacionaria. Todos los coeficientes de esta ecuación son significativos al nivel del 1%. La inclusión de los parámetros GARCH elimina el proceso heteroscedástico de los residuos como lo indica el test ARCH (cuadro 5).

3.4 Modelo TGARCH

Una variante del modelo anterior consiste en incorporar el elemento Threshold, el cual introduce un modelo TGARCH capaz de captar asimetrías según el signo de los residuos, ecuación 5⁹. Lo anterior implica que el parámetro ARCH del primer rezago del error

intereses de la deuda interna, en febrero 88 influyeron condiciones climáticas adversas (Tomado de las Memorias del BCCR).

⁸ Es importante acotar que en los modelos autorregresivos los valores del R^2 y R^2 ajustado no se deben interpretar en su sentido tradicional y pierden relevancia, dado que en estos modelos lo que se tiene es un aprovechamiento de las correlaciones de las observaciones históricas de la misma variable para explicar su valor en el momento t (Veáse David A. Pierce, “ R^2 Measures for Time Series”, Journal fo the American Statistical Association, December 1979, Volumen 74, Number 368).

⁹ En el modelo GARCH estándar, los residuos positivos y negativos poseen un impacto simétrico en la varianza condicional.

cambie, dependiendo de si el error rezagado excede cierto umbral (normalmente cero). El modelo TGARCH permite evaluar si inflaciones por sobre lo esperado tienen un efecto sobre la incertidumbre distinto del que tendría una inflación menor a la esperada.

El cuadro 6 presenta la estimación conjunta del modelo ARIMA-TGARCH, el parámetro correspondiente al componente Threshold ((RESID<0)*ARCH(1)) resulta significativo al 1% y con signo negativo. El resultado anterior sugiere la existencia de efectos asimétricos de la inflación sobre la incertidumbre. Por otra parte, el signo negativo del parámetro puede interpretarse en el sentido de que inflaciones por debajo de lo proyectado tienden a reducir la incertidumbre inflacionaria, pero esta reducción (en valor absoluto) es menor que el incremento que se presenta cuando la inflación supera las proyecciones. Es decir, una caída inesperada de la inflación no tiene el mismo impacto sobre la incertidumbre que en el caso contrario, un incremento inesperado de la inflación, siendo el impacto de este último mayor.

Al realizar el cálculo del test ARCH para esta variante del modelo, no se puede rechazar la hipótesis nula de un proceso no ARCH de los residuos (cuadro 7). Es decir, se ha identificado un modelo adecuado para remover el problema de heteroscedasticidad autorregresiva.

3.5 Causalidad a la Granger

Una vez realizada una estimación de la incertidumbre inflacionaria, por medio de la técnica TGARCH, se hace necesario relacionarla con la tasa de inflación. Esto se puede efectuar por medio de una evaluación de la causalidad en el sentido de Granger, buscando evidencia estadística para determinar si el nivel de la inflación causa en el sentido de Granger al nivel de la incertidumbre¹⁰. Los resultados de las pruebas de causalidad en el sentido de Granger se presentan en el cuadro 8, tanto para la medida TGARCH como GARCH de incertidumbre inflacionaria. Para ambas medidas, tomando en cuenta un rezago óptimo de 6 periodos (figura 1), se rechaza a un 1% de significancia la hipótesis nula de que la inflación no causa, en el sentido de Granger, una mayor incertidumbre inflacionaria¹¹. Por el contrario la hipótesis nula de que la incertidumbre no causa, en el sentido de Granger, una mayor inflación no se puede rechazar. Los resultados anteriores, sugieren que existe evidencia de que una mayor inflación precede temporalmente una mayor incertidumbre inflacionaria, con lo cual se confirma, para el caso de Costa Rica, la hipótesis enunciada por Friedman.

¹⁰ La idea detrás de la prueba de causalidad de Granger es que si X causa Y, entonces cambios en X deberían preceder cambios en Y. Esta hipótesis es corroborada mediante regresiones donde se incorporan, como variables explicativas de la variable Y, no sólo los valores pasados de Y sino igualmente los de X y se estudia el grado de significancia de los coeficientes en estas últimas variables.

¹¹ En la figura 1 se grafican los criterios de información AKAIKE y SCHWARZ, la decisión del rezago óptimo se toma con base en el segundo criterio mencionado, por cuanto evaluando 24 rezagos presenta el valor mínimo en el rezago seis. El AKAIKE solo presenta mínimos locales.

3.6 Inflación e Incertidumbre Inflacionaria

Las figuras 2 y 3 muestran la tasa de inflación (mensual e interanual) y la incertidumbre inflacionaria, aproximada por medio de la técnica TGARCH, para el periodo 1954:01-2002:08. Se pueden identificar claramente dos periodos donde la incertidumbre inflacionaria se incrementa: 1973-77 y 1981-88. El primero coincide con la primera crisis petrolera y el segundo corresponde con el agotamiento del modelo económico seguido desde los años sesenta y la crisis de deuda externa, fenómenos que generaron un fuerte proceso inflacionario. Llama la atención como en el segundo periodo la alta incertidumbre se mantiene no obstante que la tasa de inflación cae. Esto viene a confirmar la posible presencia de asimetría, la caída de la inflación no tiene un efecto tan inmediato en la incertidumbre como si un aumento de ésta.

En la década del noventa también se pueden destacar los periodos 1990:92 y 1994:96, donde la incertidumbre inflacionaria tiende a acelerarse. Sin embargo, estos dos episodios comparados con el episodio de la década del 80 tienen menor magnitud y son más cortos. En el periodo 1990:92 la aceleración del fenómeno inflacionario se asocia con la necesidad de reducir un déficit fiscal del orden del 5,6% del PIB, por medio del aumento en los precios y tarifas de los bienes y servicios públicos regulados y de una activa colocación de bonos que incrementó las tasas de interés. A lo anterior se unió una política cambiaria más dinámica para reducir el déficit de la balanza de pagos, no obstante que ello implicara más presión sobre los precios internos. Y por último, también influyó el aumento en el precio del petróleo como consecuencia del conflicto del Golfo Pérsico. En el periodo, 1994:96, el proceso inflacionario se acentúa en razón del crecimiento relativamente alto de los principales agregados monetarios, en especial durante el segundo semestre de 1994, motivado por la crisis financiera, intervención y posterior cierre del Banco Anglo Costarricense (BAC), el exceso de gasto del sector público (el déficit combinado del sector público alcanzó un 7,9% del PIB), el aumento de los precios de los combustibles y el efecto desfasado del incremento en la pauta de deslizamiento del tipo de cambio en la segunda mitad de 1993 (16% en términos anualizados).

La incertidumbre inflacionaria ha evolucionado de forma diversa durante el periodo muestral, observándose un aumento explosivo en la primera mitad de la década de los 80, donde alcanza un valor máximo histórico de 8,8% en octubre de 1982, lo que influye para que esta década presente la mayor variación media del periodo en análisis (3,89%). Para la década de los noventa la incertidumbre inflacionaria presenta una variación media del orden del 1,2%, alrededor de un tercio de la observada en la década previa. Al analizar los últimos seis años del periodo en estudio (1997-2002) se observa una caída importante de la incertidumbre, alcanzando un mínimo para la muestra (0,67%).

En efecto, cuando la metodología para aproximar incertidumbre inflacionaria se aplica a la sub-muestra 1997:01-2002:08 se concluye que no hay incertidumbre inflacionaria. Este resultado obedece a que el test ARCH(1) no permite rechazar la hipótesis nula de existencia

de un proceso con varianza constante de los residuos, en el modelo ARIMA identificado para la submuestra¹² (cuadro 9).

Por otra parte, los resultados de la primera encuesta sobre Perspectivas Económicas¹³, en cuanto a la percepción acerca del tema inflacionario, favorecen la hipótesis de una disminución de la incertidumbre inflacionaria. Efectivamente, los encuestados esperan para el cierre del 2002 que la inflación se ubique cerca de la meta propuesta por el Banco Central (10%), al situarla en promedio en un 10,4% a diciembre del 2002, con un rango entre 10,2% y 10,7%, con una confianza del 95%. Para junio 2003 esperan que la inflación se sitúe entre 10,2% y 10,9%, con un valor medio de 10,5%. Para finales del próximo año, la opinión de los encuestados se ubica en un valor promedio de 11,0% con un límite inferior de 10,6% y un límite superior de 11,3%.

En los últimos seis años hay evidencia que la incertidumbre inflacionaria ha venido disminuyendo junto con la reducción de la inflación, presentado la variación media más baja de todo el periodo analizado. Este fenómeno se puede asociar con un mayor compromiso de la autoridad monetaria por cumplir con su objetivo prioritario de mantener la estabilidad interna y externa de la moneda nacional, luego de la promulgación de su nueva Ley Orgánica a finales de 1995¹⁴. Estas diferencias en las acciones del BCCR asociadas con la promulgación de la nueva Ley se destaca en Flores et. al. (2000) donde se dice: “Los hechos¹⁵ estilizados sugieren un cambio en la forma en que el BCCR condujo la política monetaria luego de la promulgación de la Ley Orgánica. Los datos sugieren que más recientemente la política monetaria se ha enfocado a reducir la inflación. Más aún es revelador el hecho de que la inflación se ha mantenido alrededor de la meta del 10% desde el segundo periodo de desinflación”.

¹² El modelo ARIMA identificado por medio de TRAMO-SEATS para el periodo 1997:01-2002:08 contiene un parámetro de medias móviles en la parte regular y un parámetro autorregresivo en la parte estacional, no se presenta diferenciaciones ni valores fuera de serie.

¹³ Encuesta efectuada durante el mes de noviembre del 2002 por la División Económica del BCCR a 48 personas tanto especialistas en economía del sector privado (consultores y académicos), como empresarios. El objetivo de la encuesta fue medir la percepción que tienen los encuestados acerca del comportamiento futuro de las siguientes variables: inflación, devaluación, tasas de interés y actividad económica a diciembre 2002 y junio y diciembre 2003.

¹⁴ Con la promulgación de la Ley 7558, en noviembre de 1995, se simplificaron los objetivos de la autoridad monetaria y en el artículo 2 se establece que: “...el Banco Central de Costa Rica tendrá como principales objetivos, mantener la estabilidad interna y externa de la moneda nacional y asegurar su conversión a otras monedas.” Esta ley sustituye a la número 1552, en la cual la inflación fue un objetivo secundario.

¹⁵ La evidencia sugiere que la desviación promedio de la inflación con respecto de su meta se ha disminuido en tamaño. Se observa una correlación positiva entre las desviaciones de la inflación y de la tasa de interés a sus metas respectivas, sugiriendo que las tasas de interés han tendido a subir cuando se desvía la inflación de su meta en la segunda mitad de la década de los 90. La respuesta de la tasa de interés ante desviaciones de la inflación se ha incrementado y las autoridades han sido menos propensas a acomodar las desviaciones de la inflación observada en relación con su meta.

Por último, el BCCR debe continuar promocionando iniciativas para reducir la incertidumbre inflacionaria. El Informe de Inflación¹⁶ es una iniciativa en ese sentido. Este informe al proveer información sobre las operaciones del banco proporciona al público mejores elementos de juicio para evaluar la evolución de la economía y de la inflación. Con ello, el BCCR promueve una mayor transparencia en sus acciones de política, lo que se espera se refleje en un incremento de su credibilidad entre los agentes económicos.

¹⁶ El Informe de Inflación es una publicación semestral elaborada por la División Económica a partir de junio 2001. Este informe recopila y sintetiza los resultados de investigaciones realizadas por el Banco Central sobre la evolución de la economía y de la inflación.

Cuadro 1
Prueba de Raíz Unitaria: Dickey-Fuller Aumentado (DFA)

	Criterios de información		
	SIC	AIC	HQC
Nivel IPC	3,43	1,34	3,43
Variación mensual IPC	-3,46	-2,66	-3,46
Valor crítico al 1%	-3,44		
Valor crítico al 5%	-2,86		
Valor crítico al 10%	-2,56		

Nota. La hipótesis nula de la prueba DFA es que la variable de interés posee raíz unitaria. Cuando el estadístico calculado es menor que el valor crítico, se rechaza la hipótesis nula. Las pruebas incluyen constante y se realizan para el periodo 1954:01-2002:08. SIC, AIC Y HQC corresponden a los criterios de información Schwartz, Akaike y Hannan-Quinn, respectivamente y se utilizan para seleccionar el rezago óptimo para realizar la prueba DFA.

Cuadro 2
Estimación del Modelo ARIMA

Dependent Variable: D(IPCM,1,12)
 Method: Least Squares
 Date: 10/24/02 Time: 11:22
 Sample(adjusted): 1955:02 2002:08
 Included observations: 571 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 16 iterations
 Backcast: 1954:12 1955:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D3	0.823546	0.127286	6,470025	0.0000
D5	-0.814663	0.125202	-6,506775	0.0000
D6	3,096035	0.793756	3,900487	0.0001
MA(1)	-0.839543	0.026086	-32,18355	0.0000
SMA(1)	0.168552	0.046968	3,588681	0.0004
R-squared	0.312801	Mean dependent var	-0.000902	
Adjusted R-squared	0.307945	S.D. dependent var	1,506013	
S.E. of regression	1,252850	Akaike info criterion	3,297437	
Sum squared resid	888,4123	Schwarz criterion	3,335505	
Log likelihood	-936,4182	Durbin-Watson stat	1,963610	

Nota: D3,D5,D6 se refieren a variables de intervención para: octubre-1982, febrero-1982 y julio-1981, respectivamente. MA(1) y SMA(1) indican un parámetro de medias móviles en la parte regular y estacional, en ese orden. En los modelos autorregresivos los valores del R2 o R2 ajustado no se deben interpretar en su sentido tradicional y pierden relevancia, dado que en estos modelos lo que se tiene es un aprovechamiento de las correlaciones de las observaciones históricas de la misma variable para explicar su valor en el momento t (Veáse David A. Pierce, "R2 Measures for Time Series", Journal of the American Statistical Association, December 1979, Volume 74, Number 368.)

Cuadro 3
Proceso no ARCH de los residuos del Modelo ARIMA

ARCH Test:

F-statistic	39,18856	Probability	0.000000
Obs*R-squared	36,78837	Probability	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/24/02 Time: 11:41

Sample(adjusted): 1955:03 2002:08

Included observations: 570 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.155.869	0.177902	6,497208	0.0000
RESID^2(-1)	0.254004	0.040575	6,260077	0.0000

R-squared	0.064541	Mean dependent var	1,551736
Adjusted R-squared	0.062894	S.D. dependent var	4,101034
S.E. of regression	3,969974	Akaike info criterion	5,598899
Sum squared resid	8952,076	Schwarz criterion	5,614147
Log likelihood	-1593,686	F-statistic	39,18856
Durbin-Watson stat	2,027721	Prob(F-statistic)	0.000000

Nota: Hipótesis nula del Test ARCH: los residuos presentan un proceso no ARCH (con varianza constante). El estadístico Test ARCH permite rechazar la hipótesis nula.

Cuadro 4
Estimación conjunta del modelo ARIMA-GARCH(1,1)

Dependent Variable: D(IPCM,1,12)
 Method: ML - ARCH (Marquardt)
 Date: 10/24/02 Time: 14:22
 Sample(adjusted): 1955:02 2002:08
 Included observations: 571 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 22 iterations
 MA backcast: 1954:12 1955:01, Variance backcast: ON

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D3	0.699132	0.117155	5,967592	0.0000
D5	-0.695479	0.116278	-5,981188	0.0000
D6	2.898.126	0.842346	3,440541	0.0006
MA(1)	-0.871475	0.026458	-32,93865	0.0000
SMA(1)	0.114707	0.046523	2,465576	0.0137

Variance Equation

C	0.037708	0.015337	2,458704	0.0139
ARCH(1)	0.094596	0.021621	4,375270	0.0000
GARCH(1)	0.877072	0.026730	32,81168	0.0000
R-squared	0.304912	Mean dependent var		-0.000902
Adjusted R-squared	0.296270	S.D. dependent var		1,506013
S.E. of regression	1,263374	Akaike info criterion		3,023107
Sum squared resid	898,6115	Schwarz criterion		3,084016
Log likelihood	-855,0969	Durbin-Watson stat		1,778603

Nota: D3,D5,D6 se refieren a variables de intervención para: octubre-1982, febrero-1982 y julio-1981, respectivamente. MA(1) y SMA(1) indican un parámetro de medias móviles en la parte regular y estacional, en ese orden. ARCH(1) indica un rezago de los residuos y GARCH(1) indica un rezago de la varianza.

Cuadro 5
Proceso no ARCH de los residuos del Modelo ARIMA-GARCH(1,1)

ARCH Test:

F-statistic	0.085253	Probability	0.770408
Obs*R-squared	0.085540	Probability	0.769925

Test Equation:

Dependent Variable: STD_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/24/02 Time: 15:10

Sample(adjusted): 1955:03 2002:08

Included observations: 570 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.983257	0.085377	11,5166	0.0000
STD_RESID^2(-1)	0.012248	0.041948	0.291981	0.7704
R-squared	0.000150	Mean dependent var		0.995493
Adjusted R-squared	-0.001610	S.D. dependent var		1,77450
S.E. of regression	1,775928	Akaike info criterion		3,990026
Sum squared resid	1791,427	Schwarz criterion		4,005274
Log likelihood	-1135,157	F-statistic		0.085253
Durbin-Watson stat	1,996809	Prob(F-statistic)		0.770408

Nota: Hipótesis nula del Test ARCH: los residuos presentan un proceso no ARCH (con varianza constante). El estadístico Test ARCH no permite rechazar la hipótesis nula.

Cuadro 6
Estimación conjunta del modelo ARIMA-TGARCH

Dependent Variable: D(IPCM,1,12)
 Method: ML - ARCH (Marquardt)
 Date: 10/24/02 Time: 15:49
 Sample(adjusted): 1955:02 2002:08
 Included observations: 571 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 52 iterations
 MA backcast: 1954:12 1955:01, Variance backcast: ON

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D3	0.849999	0.104410	8,140932	0.0000
D5	-0.840598	0.103898	-8,09061	0.0000
D6	2,450357	0.827507	2,961132	0.0031
MA(1)	-0.903726	0.020211	-44,71502	0.0000
SMA(1)	0.130565	0.046609	2,801252	0.0051

Variance Equation

C	0.013221	0.007320	1,806157	0.0709
ARCH(1)	0.099760	0.021210	4,703358	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	-0.083215	0.024555	-3,388986	0.0007
GARCH(1)	0.931946	0.013896	67,06559	0.0000

R-squared	0.300032	Mean dependent var	-0.000902
Adjusted R-squared	0.290068	S.D. dependent var	1,506013
S.E. of regression	1,268928	Akaike info criterion	3,02307
Sum squared resid	904,9205	Schwarz criterion	3,091593
Log likelihood	-854,0864	Durbin-Watson stat	1,743274

Nota: D3,D5,D6 se refieren a variables de intervención para: octubre-1982, febrero-1982 y julio-1981, respectivamente. MA(1) y SMA(1) indican un parámetro de medias móviles en la parte regular y estacional, en ese orden. ARCH(1) indica un rezago de los residuos y GARCH(1) indica un rezago de la varianza. RESIS<0*ARCH(1) permite captar asimetrías según el signo de los residuos.

Cuadro 7
Proceso no ARCH de los residuos del Modelo ARIMA-TGARCH

ARCH Test:

F-statistic	0.510847	Probability	0.475066
Obs*R-squared	0.512185	Probability	0.474194

Test Equation:

Dependent Variable: STD_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/25/02 Time: 09:52

Sample(adjusted): 1955:03 2002:08

Included observations: 570 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.961599	0.085337	11,2682	0.0000
STD_RESID^2(-1)	0.029972	0.041935	0.714736	0.4751
R-squared	0.000899	Mean dependent var		0.991417
Adjusted R-squared	-0.000860	S.D. dependent var		1,776576
S.E. of regression	1,777340	Akaike info criterion		3,991616
Sum squared resid	1794,277	Schwarz criterion		4,006864
Log likelihood	-1135,610	F-statistic		0.510847
Durbin-Watson stat	1,996049	Prob(F-statistic)		0.475066

Nota: Hipótesis nula del Test ARCH: los residuos presentan un proceso no ARCH (con varianza constante). El estadístico Test ARCH no permite rechazar la hipótesis nula.

Cuadro 8
Prueba de causalidad a la Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/28/02 Time: 13:39

Sample: 1954:01 2002:08

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
TGARCH01 does not Granger Cause IPCM	565	170.231	0.11819
IPCM does not Granger Cause TGARCH01		352.532	0.00000
IPCM does not Granger Cause GARCH01	565	536.904	2.1E-05
GARCH01 does not Granger Cause IPCM		100.724	0.41958

Nota: IPCM, TGARCH01 y GARCH01 se refieren respectivamente a la inflación mensual, a la medida de incertidumbre inflacionaria del modelo ARCH que incluye el componente Threshold y a la medida de incertidumbre inflacionaria del modelo ARCH simple. Se utiliza un rezago óptimo de seis de acuerdo con el criterio de información de Schwarz.

Cuadro 9
Proceso no ARCH de los residuos del Modelo ARIMA (1997:01-2002:08)

ARCH Test:

F-statistic	2,199043	Probability	0.143004
Obs*R-squared	2,192431	Probability	0.138690

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/16/02 Time: 16:25

Sample(adjusted): 1997:03 2002:08

Included observations: 66 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.262366	0.068200	3,847025	0.0003
RESID^2(-1)	0.182281	0.122921	1,482917	0.1430
R-squared	0.033219	Mean dependent var		0.320881
Adjusted R-squared	0.018113	S.D. dependent var		0.456051
S.E. of regression	0.451902	Akaike info criterion		1,279316
Sum squared resid	13,06981	Schwarz criterion		1,345487
Log likelihood	-40,21141	F-statistic		2,199043
Durbin-Watson stat	1,986371	Prob(F-statistic)		0.143004

Nota: Hipótesis nula del Test ARCH: los residuos presentan un proceso no ARCH (con varianza constante). El estadístico Test ARCH no permite rechazar la hipótesis nula. En los modelos autorregresivos los valores del R² o R² ajustado no se deben interpretar en su sentido tradicional y pierden relevancia, dado que en estos modelos lo que se tiene es un aprovechamiento de las correlaciones de las observaciones históricas de la misma variable para explicar su valor en el momento t (Veáse David A. Pierce, "R² Measures for Time Series", Journal of the American Statistical Association, December 1979, Volume 74, Number 368.)

FIGURA 1
CRITERIOS DE INFORMACIÓN PARA DETERMINAR REZAGO ÓPTIMO

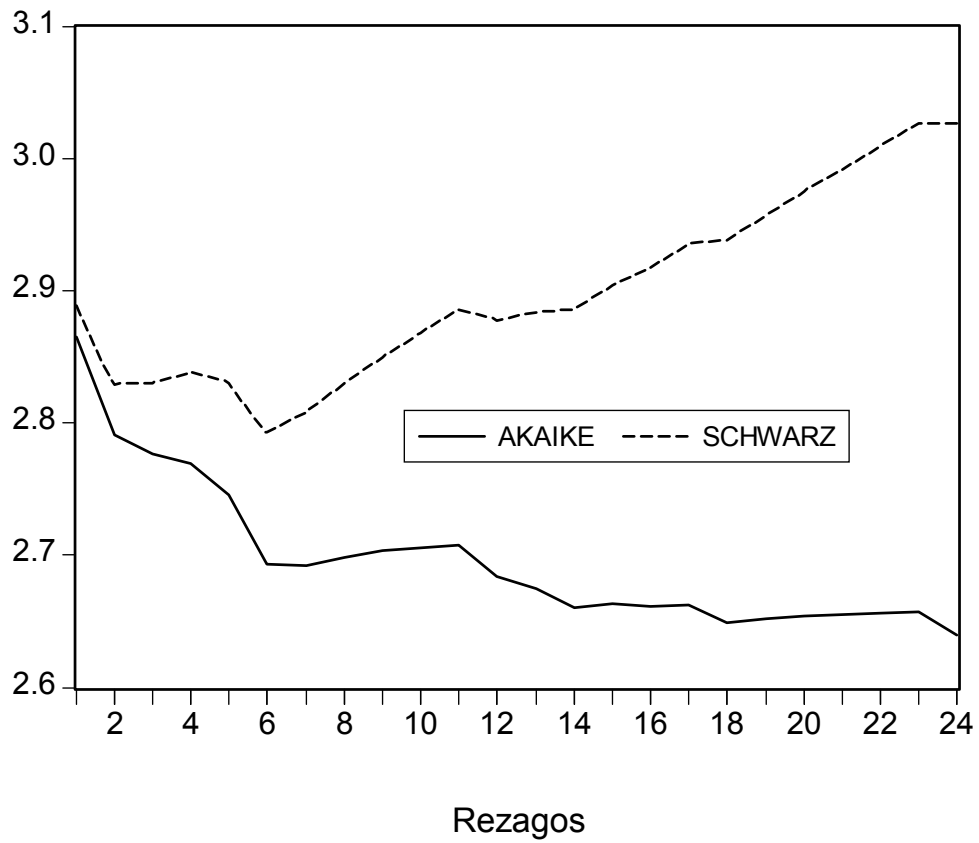


FIGURA 2
COSTA RICA: INFLACION MENSUAL E INCERTIDUMBRE
PERIODO 1954:01-2002:08

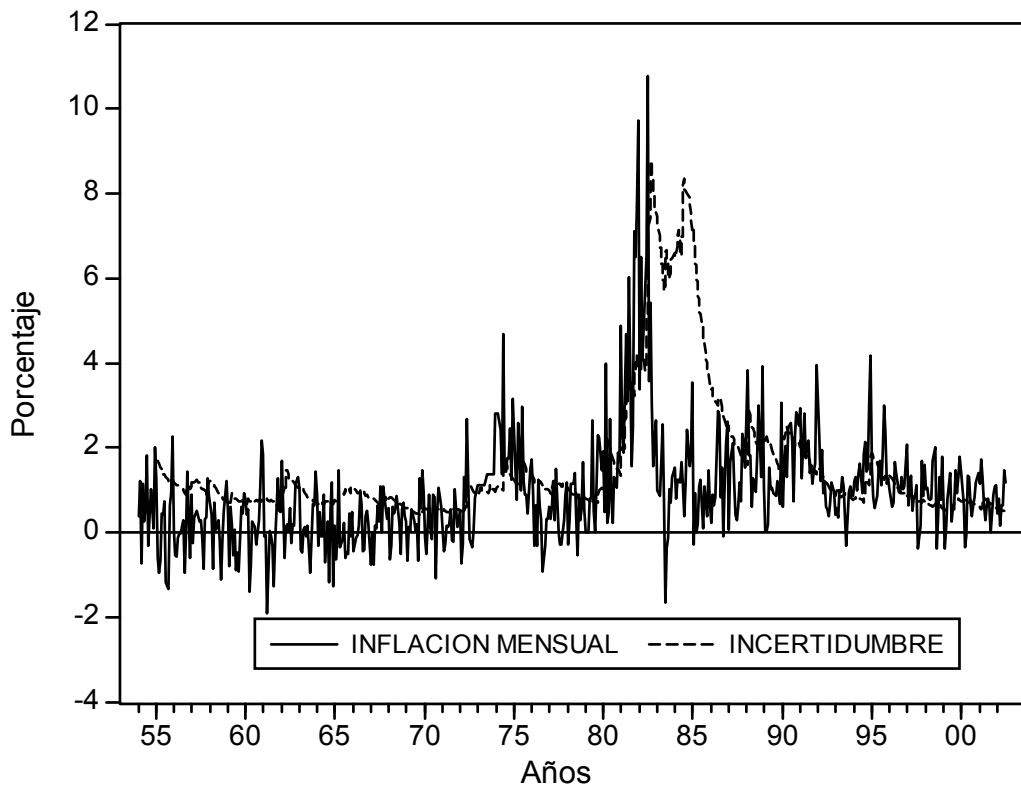
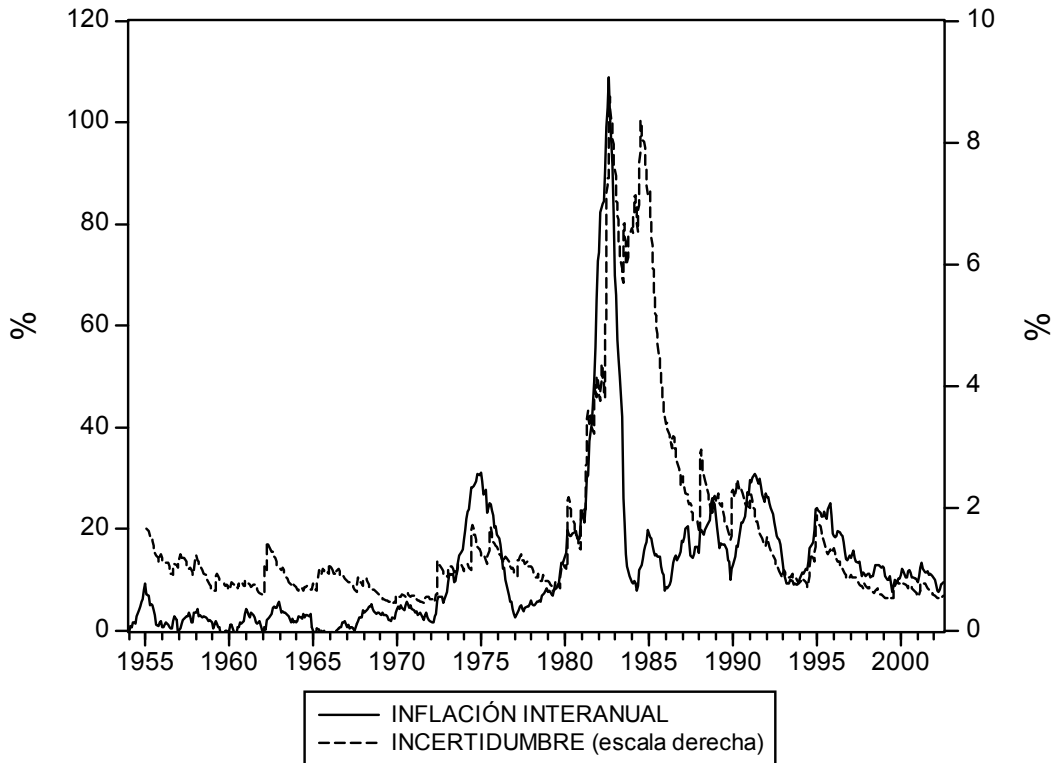


FIGURA 3
COSTA RICA: INFLACIÓN INTERANUAL E INCERTIDUMBRE
PERIODO 1954:01-2002:08



4. REFERENCIAS

- Ball, L., "Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty ?", NBER Working Paper No 3224, January, 1990.
- Bollerslev, T., "On the Correlation Structure for the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Process", *Journal of Time Series Analysis* 9:121-31, 1988.
- Bollerslev, T, Ray Chou and Kenneth Kroner, "ARCH Modeling in Finances: A Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics* 52:5-59, 1992.
- Engle, R.F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica* 50(4), 1982.
- Fernández, V. Carlos, "Inflación e Incertidumbre Inflacionaria: El Caso de Paraguay", Banco Central del Paraguay y Universidad Católica de Asunción, Marzo, 2000.
- Flores, P. Melania, Alexander Hoffmaister, Jorge Madrigal y Lorely Villalobos, "Función de Reacción de la Tasa de Interés en Costa Rica", Nota de Investigación No 2-00, División Económica, Banco Central de Costa Rica, Setiembre, 2000.
- Friedman, Milton, "Inflation and Unemployment", Nobel Lecture, *Journal of Political Economy*, 85, 1977.
- Golob, J., "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?", Federal Reserve of Kansas City, *Economic Review*, Third Quarter, 1994.
- Hamilton, J.D., "Time Series Analysis", Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1994.
- Hoffmaister, W. Alexander, Ivannia Solano, Alvaro Solera y Katia Vindas, "Modelos Univariados de la Inflación", Banco Central de Costa Rica, Nota de Investigación No.5-00, 2000.
- Katsimbris, G., "The Relationship Between the Inflation Rate, its Variability and Output Growth Variability: Disaggregated International Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, 17, 1985.
- Magendzo, Igal, "Inflación e Incertidumbre Inflacionaria en Chile", *Economía Chilena*, Volumen 1-No 1, Agosto 1998.

solerara@bccr.fi.cr