

Dinámica inflacionaria y persistencia en Costa Rica: periodo 1953-2009

Carlos Chaverri Morales y Carlos Torres Gutiérrez*

1. INTRODUCCIÓN

Existen varias definiciones de persistencia inflacionaria en la literatura económica, no obstante, para los efectos de la presente investigación se adopta la definición sugerida por Marques (2004), quien la concibe como la velocidad con que la inflación retorna a su valor de equilibrio de largo plazo luego de una perturbación.¹ Valores altos del coeficiente de persistencia inflacionaria indican que después de una perturbación, la inflación converge más lentamente hacia su nivel subyacente o de equilibrio de largo plazo, mientras que valores bajos de dicho coeficiente muestran una rápida convergencia de la variable a su nivel de equilibrio (Álvarez *et al.*,

* C. Chaverri Morales y C. Torres Gutiérrez, funcionarios del Departamento de Estadística Macroeconómica y del Departamento de Investigación Económica, respectivamente, de la División de Economía, del Banco Central de Costa Rica (BCCR). Una versión anterior de este documento fue presentada en la XIV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, en Salvador, Bahía, Brasil, en noviembre de 2009. Los autores agradecen a Laura D'Amato, a Manfred Esquivel y demás participantes del taller de discusión de avances del Proyecto Conjunto sobre Dinámica Inflacionaria y Persistencia, coordinado por el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericano (CEMLA) y el Banco Central de la República Argentina, en Brasilia, Brasil, durante julio de 2009. Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del BCCR. Correo electrónico: <chaverrimc@bccr.fi.cr>.

¹ Este autor cita definiciones de Batini (2002), Batini y Nelson (2002) y Willis (2003) y señala que Andrews y Chen (1994), así como Pivetta y Reis (2001), definen la persistencia inflacionaria en forma similar. D'Amato, Garegnani y Sotes (2007) también acogen esta definición.

2000).² Lo anterior es coherente con la definición estadística de persistencia en Fuhrer (1995), quien la concibe como la tendencia de una variable a mantenerse alejada de su nivel promedio durante un periodo extenso de tiempo, una vez que esta es perturbada.³

De la definición anterior se desprende que la estimación de la persistencia inflacionaria es condicional al nivel de equilibrio de largo plazo de la inflación que se asuma. Marques (2004) señala que no siempre es apropiado suponer que este nivel de equilibrio es constante en el tiempo, aunque lo supone exógeno y no afectado por el choque inflacionario.

Estudiar el fenómeno de la persistencia inflacionaria es importante, tanto para el entorno económico conjunto como para el ámbito de la banca central en particular. Para la política económica en general es relevante entender las rigideces que subyacen a la persistencia inflacionaria, porque ayuda a diseñar y guiar el proceso de reformas estructurales para mejorar la eficiencia y el bienestar económico. En efecto, propiciar cambios en los mecanismos de indexación de precios y salarios en la economía, desde factores retrospectivos a prospectivos, liberalizar mercados regulados y promover la competencia en sectores económicos claves favorecen la reducción de la persistencia inflacionaria (FMI, 2009).

Para la conducción de la política monetaria también es importante estimar el grado y fuentes de persistencia inflacionaria en la economía, lo que facilita el diseño de respuestas apropiadas a los choques inflacionarios y permite mejorar la modelación macroeconómica y el pronóstico de la inflación. Se argumenta que cuando la persistencia inflacionaria es alta, la respuesta de la política monetaria a choques debería ser gradual y el

² Es decir, hay alta (baja) persistencia inflacionaria cuando son muy prolongadas (de corta duración) las desviaciones de la inflación respecto de su nivel de estado estacionario, luego de la ocurrencia de un choque (Céspedes *et al.*, 2003).

³ Es conveniente señalar que la persistencia inflacionaria, así definida, es diferente al concepto de inercia inflacionaria. Para Lendvai (2004), la inercia es la lenta respuesta de una variable a cambios inesperados en las condiciones económicas, con lo que los niveles pasados de la variable (o las expectativas pasadas acerca de su nivel actual) tiene una influencia directa en su nivel actual. Agrega que la persistencia de una variable puede ser generada por varias fuentes, siendo la inercia sólo una de ellas (en el Anexo 13 se hace referencia a este tema). Asimismo, persistencia inflacionaria se considera diferente a incertidumbre inflacionaria, que es la dificultad para predecir la inflación debido a su variabilidad (medida a partir de la desviación estándar de los errores de pronóstico de la inflación, generados por un modelo econométrico durante un cierto periodo). Así, mayor varianza de los errores de predicción de la inflación implica mayor incertidumbre inflacionaria y viceversa (Solera, 2002).

horizonte de las metas de inflación relativamente largo. Lo anterior por cuanto a mayor persistencia inflacionaria, mayor será el denominado *coeficiente de sacrificio* (costo en términos de producto de estabilizar la inflación en el corto plazo) y más difícil será anclar las expectativas inflacionarias a la meta de inflación del banco central (Smets, 2006).

No obstante, también se afirma que la persistencia inflacionaria es afectada por factores endógenos, que incluyen cambios en el comportamiento del proceso de fijación de precios en la economía, resultantes de cambios de política y la propia credibilidad de la política monetaria. Cuando el banco central le otorga gran importancia al logro de su meta inflacionaria, combate los choques inflacionarios activamente, por lo que estos llegan a tener menores efectos y más baja persistencia inflacionaria. Por el contrario, si el banco central tiene una meta de inflación más flexible y se preocupa también por otros factores (como el desenvolvimiento del producto o el empleo) luego de un choque inflacionario, entonces este llega a tener mayor persistencia (Hansson *et al.*, 2009).

Coherente con la relevancia de este tema, el objetivo principal de la presente investigación es estudiar la dinámica de la inflación y la persistencia para el caso de Costa Rica. Para ello se determinan hechos relevantes del proceso inflacionario costarricense, se modelan los cambios en la tasa media de la inflación en el tiempo, en función de los principales choques inflacionarios externos e internos y cambios en la estrategia de política monetaria y se estima finalmente el grado de persistencia inflacionaria.

Debe señalarse que no es objetivo de esta investigación el estudio de las fuentes o causas de la persistencia inflacionaria mencionadas comúnmente en la literatura, como lo son la volatilidad misma de la inflación, el grado de indexación de precios y salarios en la economía y los cambios en la credibilidad de la política económica, incluidas las constantes modificaciones de la meta de inflación del banco central.⁴

El documento se estructura de la siguiente forma: la segunda sección contiene los aspectos conceptuales más importantes. La tercera sección describe brevemente la metodología utilizada. La cuarta sección incorpora una descripción resumida de la evolución de la inflación en Costa Rica. La quinta sección contiene los principales resultados empíricos y la sexta sección concluye.

⁴ El estudio empírico de las fuentes de persistencia inflacionaria en el país sobrepasa los objetivos de esta investigación, aunque una descripción somera de estos factores, desde el punto de vista teórico, se brinda en el Anexo 1; y en el Anexo 12 se presentan algunas mediciones de fuentes de persistencia inflacionaria para Costa Rica.

2. ASPECTOS CONCEPTUALES

El tema de la persistencia inflacionaria es discutido en la literatura según dos enfoques diferentes (Marques, 2004): una representación sencilla de serie de tiempo univariada de la inflación y un enfoque econométrico estructural, multivariado, del comportamiento de esta variable.

En el enfoque univariado, es usual suponer un modelo autorregresivo de inflación, cuyos choques en el componente residual son concebidos como una medida resumida de todas las perturbaciones que afectan la inflación en un periodo determinado.

En el enfoque multivariado, se supone una determinada relación de causalidad entre la inflación y sus variables determinantes (normalmente los componentes de una curva de Phillips⁵ o las variables de un modelo VAR estructural), en la cual los choques son estructurales, en el sentido de que son susceptibles de interpretación económica, como pueden ser los choques de política monetaria.

Siguiendo a D'Amato *et al.* (2008), en el presente trabajo de investigación se adopta el enfoque univariado de inflación,⁶ en el cual se parte de que esta variable sigue un proceso autorregresivo estacionario de orden p .⁷

$$(1) \quad \pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i} + \eta_t,$$

donde π_t es la tasa de inflación contemporánea; α , el término constante;

⁵ Expectativas de inflación, desequilibrios reales entre el producto efectivo y su potencial, depreciación real, entre otras.

⁶ Para Marques (2004) este enfoque y su sustituto cercano, que denomina autocovarianzas de baja frecuencia de una serie (el espectro a la frecuencia cero), parecen capaces de entregar la mejor estimación de la persistencia inflacionaria, en comparación con otras medidas alternativas, como la *vida media* de un choque inflacionario unitario y la raíz autorregresiva máxima. No obstante, al enfoque univariado de la suma de los coeficientes autorregresivos también se le señalan ciertas limitaciones (Vladova y Pachedjiev, 2008): el probable sesgo de subestimación de los parámetros de la persistencia cuando el último es unitario o cercano a la unidad; la escogencia de la longitud apropiada del rezago; la probable sobreestimación de la persistencia si no se controla apropiadamente los cambios estructurales o si no se considera una media variable en el tiempo y la posibilidad de cambios en la persistencia en el tiempo, especialmente durante largos periodos.

⁷ Es decir, se supone que la inflación es una serie estacionaria alrededor de su media. Así, una representación estacionaria del comportamiento de la inflación puede entenderse como la verdadera persistencia de la inflación (Fuhrer, 1995).

β_i los coeficientes autorregresivos de la tasa de inflación; y η_t , perturbación aleatoria o choque.

La persistencia inflacionaria (ρ) se refleja en la suma de los coeficientes autorregresivos significativos de orden p en la ecuación (1):

$$(2) \quad \rho = \sum_{i=1}^p \beta_i ; \forall i = 1, 2, \dots, p.$$

Como se asume que la inflación es estacionaria ($0 < \rho < 1$),⁸ un choque tendría un efecto transitorio sobre la inflación. Como se mencionó en la sección introductoria, si el efecto del choque demora mucho tiempo en desaparecer, la inflación sería altamente persistente, pero si su efecto es de corta duración exhibiría baja persistencia.⁹

Una característica importante de una serie de tiempo estacionaria es que tiene la propiedad de reversión a su valor medio de largo plazo luego de un choque. Es decir, si en el periodo anterior el choque indujo a la serie a estar sobre (bajo) su media, en el periodo actual esta se debería reducir (aumentar) para converger a su media. Esta es la base para afirmar que cuando se evalúa la persistencia de la inflación, lo que realmente importa es la persistencia de las desviaciones de la inflación respecto de su media, por lo cual, con base en Marques (2004), D'Amato *et al.* reescribe la ecuación (1) como un mecanismo de corrección al equilibrio, según desvíos de la inflación respecto de su valor medio:

$$(3) \quad \pi_t - \mu = \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta(\pi_{t-i} - \mu) + \rho(\pi_{t-1} - \mu) + \eta_t ,$$

donde $\mu = \alpha / (1 - \rho)$ es la media no condicional de la inflación. Así, bajo el enfoque autorregresivo estacionario de inflación, la media de la serie juega el papel del nivel de inflación de equilibrio de largo plazo al cual retorna esta variable después de un choque (Marques, 2004).

Dado que la media de la inflación varía en el tiempo, si se supone que esta es constante puede erróneamente concluirse que la inflación es altamente persistente cuando no lo es y viceversa.¹⁰ Como se menciona en la

⁸ En rigor $|\rho| < 1$, pero según Marques, se supone que ρ es no negativo para que la persistencia sea un problema de interés (si ρ fuera negativo, un choque tendría efectos contractivos transitorios en la inflación).

⁹ De acuerdo con Marques, puede pensarse que un proceso integrado tenga persistencia unitaria (si la serie es integrada de orden uno, $\rho = 1$ y un choque sobre la inflación tendría efectos permanentes).

¹⁰ Si se supone una media excesivamente flexible, puede concluirse que la inflación

siguiente sección metodológica, este problema se enfrenta identificando los quiebres estructurales en el nivel de la serie.

Es importante señalar que el uso del coeficiente ρ como medida empírica de persistencia inflacionaria tiene la ventaja de ser sencillo de estimar y de comprobar estadísticamente, pero se aduce que es una medida relativamente abstracta, lo que explica sus dificultades de interpretación y comparación a nivel práctico (Marques, 2004.).¹¹

Una medida alternativa de persistencia que se estima a partir de ρ y que es más fácil de interpretar, comunicar y comparar, es la denominada *vida media* (*half-life*) de un choque inflacionario inesperado de magnitud unitaria, la cual se define como el número de periodos a lo largo de los cuales el efecto de dicho choque se mantiene por encima del valor 0.5 (Marques, 2004). Entre mayor sea el número de periodos requerido para que la mitad del ajuste tome lugar, más grande será el grado de persistencia inflacionaria y viceversa. El tiempo total que demora en completarse el choque también da una idea de la magnitud de este problema, pues cuanto más extendido sea este, mayor será la persistencia inflacionaria y viceversa.

Para un proceso autorregresivo de orden uno, la *vida media* (h) puede computarse como (Marques, 2004):

$$(4) \quad h = \ln(1/2) / \ln(\rho)$$

Donde \ln denota la aplicación de logaritmo natural.¹² No obstante, para un proceso autorregresivo de orden p el cálculo de la *vida media* es más complejo, siendo la ecuación (4) solo una aproximación a la *verdadera* estimación de este concepto. Para este caso, se suele calcular directamente la *vida media* mediante la simulación del efecto de una perturbación inflacionaria unitaria sobre la propia inflación, lo cual se denomina función impulso-respuesta (FIR) y computar el número de periodos que demora en ajustarse la mitad de este choque.¹³

no tiene persistencia cuando en realidad es altamente persistente.

¹¹ Desafortunadamente, a nivel de la literatura empírica no ha sido posible establecer con claridad rangos de variación para dicho coeficiente, que permitan clasificar la persistencia inflacionaria en *baja*, *media* o *alta*.

¹² Dado que $\rho^h = 1/2$ denota el número de periodos que se necesitan para que un choque unitario se reduzca a la mitad, aplicando la transformación logarítmica a ambos lados se tiene: $h \ln(\rho) = \ln(1/2)$. Despejando h se obtiene la expresión (4).

¹³ Debe señalarse, no obstante, que esta medida alternativa de persistencia también tiene algunas desventajas (Marques, 2004): puede subestimar la persistencia si la FIR decae

3. METODOLOGÍA

En el enfoque univariado de series de tiempo adoptado para estudiar la persistencia inflacionaria, se supone un modelo autorregresivo de orden p para la tasa de variación mensual $T(1,1)$ del índice general de precios al consumidor (IPC) de Costa Rica, base julio 2006=100.¹⁴ No obstante, para efectos comparativos también se estima la persistencia inflacionaria según la definición de *vida media* de un choque de magnitud unitaria.

El periodo total de análisis cubre de febrero de 1953 a diciembre de 2009 (1953m2-2009m12). A la fecha de corte para la preparación de esta investigación, este lapso era el más extenso para el cual se tenían datos oficiales del IPC compilados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) de Costa Rica.

Aunque las tasas de variación mensuales del IPC son más erráticas, o tienen más *ruido*, que las interanuales $T(1,12)$, son más informativas acerca de los movimientos de corto plazo de la inflación, los cuales son de interés bajo el enfoque escogido en esta investigación. Por el contrario, la tasa de inflación en variaciones a 12 meses (inflación interanual) está más enfocada a analizar movimientos tendenciales de la inflación, lo cual no es el objetivo del presente trabajo, además de que puede generar una fuerte sobreestimación de la persistencia, como se afirma en Pincheira (2008).

3.1 Modelo autorregresivo de orden p

La metodología de trabajo sigue de cerca la línea de investigación de D'Amato *et al.* (2008). Parte verificando el requisito previo de que la tasa de inflación mensual sea una serie estacionaria a lo largo del periodo estudiado. Luego se abarcan las siguientes etapas:

- i) Primero se determinan los principales quiebres estructurales en la media y en el coeficiente autorregresivo de la inflación mensual. Para ello se recurre inicialmente a un análisis cualitativo, en el que se revisan

en forma oscilante; pero aún decayendo la FIR monotónicamente, podría no ser adecuada para comparar series diferentes, si una exhibe una reducción inicial más rápida y una reducción posterior más lenta que la otra serie y dificulta la distinción de cambios en la persistencia en el tiempo.

¹⁴ En adelante, se hará referencia a la tasa de variación mensual del IPC como tasa de inflación mensual, aunque con datos de alta frecuencia del IPC quizás sea más apropiado denominarle tasa de variación de precios.

los principales hechos económicos que marcaron la historia inflacionaria costarricense desde la década del cincuenta. Lo anterior se complementa luego con un análisis técnico, para identificar quiebres estructurales en la tasa de inflación, mediante el estudio de los residuos, los coeficientes de regresión recursivos y la aplicación de la prueba de múltiples cambios estructurales de Bai y Perron (1998 y 2003).

El análisis recursivo consiste en la estimación secuencial del modelo (1) para distintos tamaños de muestra. En general, si el número de parámetros del modelo es $k + 1$, la primera muestra utilizada para estimarlo es de dicho tamaño y posteriormente se agregan una a una las restantes observaciones hasta incorporar toda la muestra. En cada agregación de variables y estimación del modelo, se calcula para el siguiente periodo la predicción de la variable endógena y el error de predicción asociado. Con esta sucesión de valores se generan los coeficientes y residuos recursivos. En general, si no hay cambio estructural, la estimación de los parámetros se mantendrá constante y los residuos no se desviarán considerablemente de cero al ir aumentando la muestra secuencialmente (Carrascal *et al.*, 2001).

La prueba Bai-Perron, por su parte, permite formalizar pruebas de hipótesis acerca de la presencia de quiebres estructurales en variables estacionarias a lo largo de la muestra seleccionada. La prueba propone una serie de experimentos: $SupF_T(K)$ considera la hipótesis nula (H_0) de no quiebres estructurales versus la hipótesis alternativa (H_A) de k quiebres. $SupF_T(l + 1/l)$ toma la existencia de l quiebres (con $l = 0.1, \dots$, como H_0) contra la alternativa de $l+1$ cambios. Las pruebas $UDmax$ y $WDmax$, prueban la H_0 de ausencia de quiebres estructurales contra la H_A de existencia de un número desconocido de quiebres a un nivel de significancia del 1%. Ambas pruebas evalúan un estadístico F para 1 a 5 quiebres, en donde los puntos de quiebre son seleccionados por la maximización global de la suma al cuadrado de los residuos.¹⁵ La selección e interpretación de los quiebres se determina de acuerdo con los criterios sugeridos por Bai y Perron: *SupF Sequential Procedure*, *Bayesian Information Criterion* (BIC) y *Liu, Wu y Zidek* (LWZ).¹⁶

¹⁵ La prueba $UDmax$ pondera de forma igual los cinco estadísticos F, mientras que $WDmax$ pondera los estadísticos F de forma tal que los p -valores marginales son iguales a través del número de quiebres.

¹⁶ La programación de la prueba está implementada en GAUSS y fue obtenida de la página de internet de Pierre Perron, en el Departamento de Economía de la Universidad

Una vez detectados los quiebres, se pueden formular intervalos de confianza que permiten que los datos y los errores tengan diferentes distribuciones entre los segmentos en los que la prueba separa la muestra, lo que posibilita comparar empíricamente la coincidencia entre los quiebres detectados y la observación del comportamiento de una serie.

- ii) En la segunda etapa se estima la media no constante de la tasa de inflación (μ_t), mediante un modelo que toma en cuenta los distintos subperiodos en los que se hayan detectado cambios estructurales en la media o en el componente autorregresivo de esta variable.
- iii) En la tercera etapa se calculan las desviaciones de la tasa de inflación mensual con respecto de su valor medio no constante (estimado en la etapa anterior), para definir una variable $z_t = (\pi_t - \mu_t)$, que es la que se utiliza en la estimación de la persistencia inflacionaria (ρ), de acuerdo con la siguiente variante de la ecuación (3) de corrección de desvíos de la inflación:

$$(5) \quad z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta z_{t-i} + \rho z_{t-1} + \eta_t$$

3.2 *Vida media de un choque inflacionario*

La metodología para calcular la *vida media* de un choque inflacionario también parte verificando la estacionariedad de la tasa de inflación mensual en el periodo estudiado. Luego se estima un modelo autorregresivo para esta variable, cuyo rezago óptimo inicialmente se determina según los estadísticos FPE, AIC, LR y SC.¹⁷ Este rezago se ajusta con posterioridad según la prueba de exclusión de rezagos aplicada de manera secuencial, hasta determinar sólo aquellos rezagos que sean estadísticamente significativos.

Finalmente y previa verificación de la estabilidad del modelo y la idoneidad de los residuos de regresión, se calcula la función impulso-respuesta (FIR), mediante la simulación del efecto de un choque unitario sobre la propia inflación y se computa el número de periodos requeridos para que la mitad del ajuste tome lugar y para que el resto del ajuste se complete.

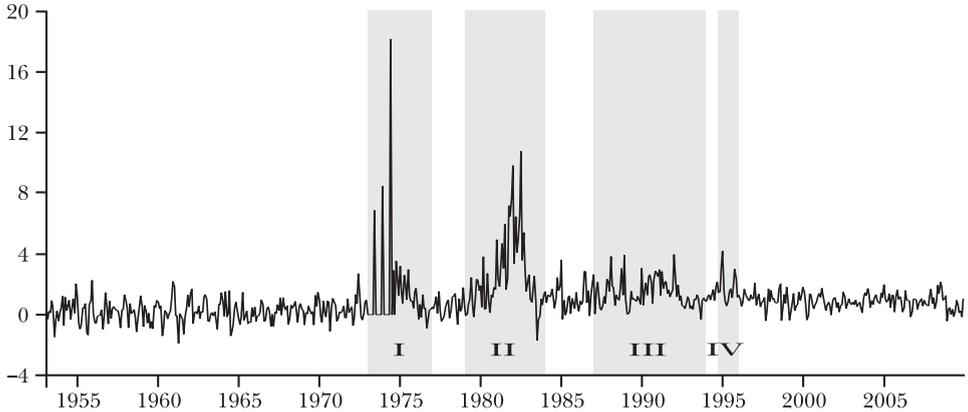
de Boston (<http://people.bu.edu/perron/>).

¹⁷ *Final prediction error* (FPE), *Akaike information criterion* (AIC), *sequential modified LR test statistic* (LR) y *Schwarz* (SC); en su orden.

4. BREVE HISTORIA INFLACIONARIA DE COSTA RICA

Durante el periodo 1953-2009 la inflación en Costa Rica registró una variación promedio mensual de 0.9%. Sin embargo, el comportamiento fue muy variable en algunos periodos, como se muestra en la gráfica I y en el cuadro 1.

GRÁFICA I. COSTA RICA: TASA DE INFLACIÓN MENSUAL. PERIODO 1953M2-2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

De 1953 a 1971 la tasa de inflación mensual fue relativamente baja y estable, pues se mantuvo en el orden del 0.2% en promedio. Este periodo se caracterizó por la ausencia de un proceso formal de definición de reglas de política monetaria para establecer objetivos de inflación por parte de la autoridad monetaria. La economía de Costa Rica se desenvolvía en un entorno externo regido por el renovado sistema monetario internacional y la adopción del nuevo modelo para la determinación del tipo de cambio, denominado esquema patrón oro-dólar. El tipo de cambio durante este lapso fue fijo y podría considerarse que fungía como ancla para la política monetaria.

Esta relativa estabilidad inflacionaria sufre su primer gran impacto durante el periodo 1972-1982, época cuando la inflación mensual registró un promedio más alto y con una mayor variabilidad. Dicho lapso se caracterizó por una inestabilidad a nivel mundial, debido a la primera crisis de los precios internacionales del petróleo a mediados de la década del setenta, conjuntamente con un rompimiento en el orden monetario internacional. Durante esta época Costa Rica registró un mayor ingreso de

fondos externos, lo que provocó los problemas típicos de la *enfermedad holandesa*: apreciación de la moneda que afectó la competitividad de las exportaciones, aunado a los persistentes desequilibrios fiscales. Asimismo, se destacan los efectos sufridos en el país como consecuencia del grave problema de deuda externa que atravesaron la mayoría de países latinoamericanos a inicios de la década del ochenta, cuando la inflación promedio mensual fue 2.5% (cuadro 1).

CUADRO 1. COSTA RICA: TASAS DE INFLACIÓN MENSUAL POR SUBPERIODOS, 1953-2009 (en porcentajes)

<i>Periodos seleccionados</i>	<i>Promedio</i>	<i>Desviación estándar</i>
1953m2-1972m12	0.20	0.72
1977m1-1978m12	0.54	0.64
1984m1-1986m12	1.14	0.85
1994m1-1994m08	1.26	0.35
1996m1-2009m12	0.87	0.52
<i>Periodos a controlar</i>		
I 1973m1-1976m12	1.39	3.02
II 1979m1-1983m12	2.54	2.51
III 1987m1-1993m12	1.42	0.91
IV 1994m9-1995m12	1.80	0.96

FUENTE: Elaboración propia.

Para el periodo 1983-1990 se acentuaron los problemas inflacionarios, fundamentados en el agotamiento del modelo económico seguido desde los años sesenta (Solera, 2002). Se suele catalogar a este periodo como el de la mayor crisis inflacionaria de los últimos años, debido fundamentalmente a factores climáticos adversos, el abandono del tipo de cambio fijo (se adopta un régimen de minidevaluaciones a partir de 1983) y se da una aceleración de la devaluación y mayores tasas de interés. A nivel externo, el comportamiento desfavorable de los precios internacionales acentuó el déficit comercial. La tasa promedio de inflación mensual durante esta época fue de 1.3%, pero con una variabilidad menor a la del periodo descrito previamente.

Entre 1991 y el año 2000 la inflación mensual se ubicó en 1.2%. La inflación es menor a la observada en los periodos previos (esencialmente si se compara con la de finales de los años setenta y la década de los ochenta), pero alta en comparación con los estándares internacionales.¹⁸ El

¹⁸ Por ejemplo, Estados Unidos principal socio comercial de Costa Rica, durante este

déficit fiscal fue uno de los elementos característicos de este periodo inflacionario, ya que provocó un reajuste en el precio de algunos servicios públicos, esto ligado a fenómenos ya comentados, tales como aceleración de la pauta de devaluación (política cambiaria más dinámica para reducir el déficit de la cuenta corriente, no obstante que ello implicara más presión sobre los precios internos), el aumento en las tasas de interés activas, la segunda crisis en los precios internacionales del crudo, a consecuencia de los conflictos bélicos en el Golfo Pérsico y un crecimiento relativamente alto de los principales agregados monetarios (en especial durante el segundo semestre de 1994), motivado por la intervención y posterior cierre del Banco Anglo Costarricense (BAC, el banco más antiguo del país), el exceso de gasto del sector público, el aumento de los precios de los combustibles y el efecto desfasado del incremento en la pauta de deslizamiento del tipo de cambio (Solera, 2002).

Con un marco institucional más fortalecido y con objetivos más claros en términos de la definición de una meta inflacionaria por parte de las autoridades monetarias, el periodo 2001-2009 registró una inflación media mensual de 0.8%. Destacan durante este periodo la crisis financiera ocurrida durante el 2001, la adopción de un régimen de banda cambiaria a partir del 16 de octubre de 2006 y la reciente crisis financiera internacional a mediados de 2008, cuando se afectó la producción mundial y se redujeron los precios internacionales de las materias primas (como petróleo y alimentos), lo que llevó a una baja importante de la inflación interna en el 2009.¹⁹

Esta breve caracterización de la historia inflacionaria del país contribuye a identificar cuatro subperiodos (I a IV) de alta inflación a lo largo del periodo total estudiado (gráfica I), por lo que deben ser tomados en cuenta para controlar en las estimaciones de la persistencia inflacionaria, ya que en ellos ocurrieron choques transitorios de índole externa e interna que fueron exógenos a la dinámica de la inflación, por lo que no son de interés para el estudio del fenómeno de la persistencia.

En resumen, estos periodos de control presentan la característica de que coinciden con hechos externos relacionados con los choques en los

periodo registró una inflación promedio mensual de 0.21%.

¹⁹ La variación interanual del IPC a diciembre de 2009 (4.0%) fue inferior en 9.9 puntos porcentuales a la de diciembre de 2008 y la más baja desde 1971. Muchas economías desarrolladas y en desarrollo también tuvieron desinflaciones debido a la desaceleración o contracción económica y a los menores precios internacionales de productos primarios (BCCR, 2010).

precios internacionales del crudo, la crisis de deuda externa y aspectos climáticos, monetarios y cambiarios propios de la económica costarricense. En general, son periodos que registran una inflación promedio mensual más elevada y mayor variabilidad en comparación con los restantes periodos (cuadro 1).

5. EVIDENCIA EMPÍRICA

En esta sección se verifica la estacionariedad de la tasa de inflación mensual y se identifican técnicamente los principales quiebres estructurales en esta variable, con el fin de estimar la tasa media de inflación no constante y la persistencia inflacionaria.

5.1 Grado de integración de la inflación mensual

El cuadro 2 contiene los principales resultados del análisis del grado de integración de la tasa de inflación mensual para los subperiodos de referencia mencionados en la sección anterior.

CUADRO 2. COSTA RICA: ANÁLISIS DEL GRADO DE INTEGRACIÓN DE LA INFLACIÓN MENSUAL. ESTADÍSTICO F DE DICKEY FULLER, 1953-2009

<i>Periodos de referencia</i>	<i>Constante</i>	<i>Tendencia</i>	<i>H0: raíz unitaria</i>
1953m2-1972m12	No significativa ^a	No significativa ^a	Rechazada ^a
1977m1-1978m12	No significativa ^a	No significativa ^a	Rechazada ^b
1984m1-1986m12	Significativa ^a	No significativa ^a	Rechazada ^a
1994m1-1994m08	Significativa ^a	Significativa ^a	Rechazada ^b
1996m1-2009m12	Significativa ^a	No significativa ^a	Rechazada ^a

FUENTE: Elaboración propia.

^a 1% de significancia. ^b 5% de significancia.

Se puede concluir que la tasa de inflación mensual tiene cambios importantes en su media, pero no tiene raíz unitaria, lo cual es un importante requisito previo a la estimación de la persistencia inflacionaria, pues asegura que la variable no tiene un comportamiento divergente o explosivo luego de la ocurrencia de un choque, sino que tiene la propiedad de regresar a su media luego de una perturbación.²⁰

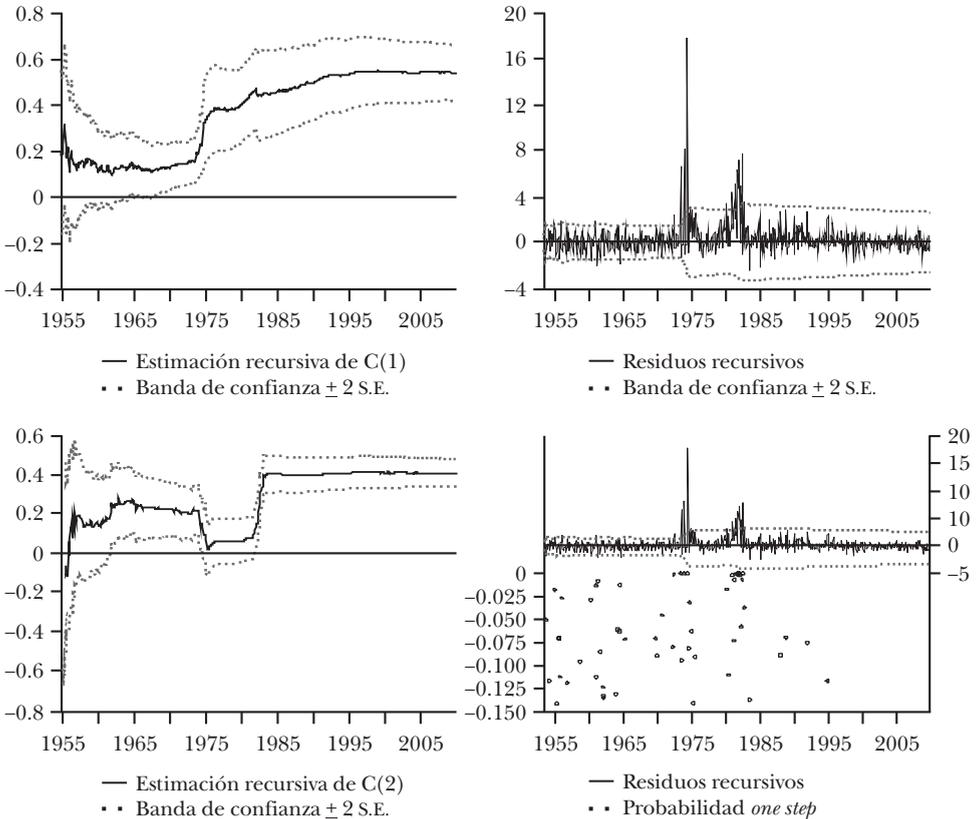
²⁰ De acuerdo con los resultados de la prueba de Dickey-Fuller, la estacionariedad de la inflación mensual se verifica tanto en media como en varianza.

5.2 Análisis recursivo

Para evaluar la presencia de posibles cambios estructurales en la media (constante) y en el coeficiente autorregresivo de la inflación mensual, se estima la ecuación (1) en forma recursiva para el periodo 1953-2009.

Como se observa en las gráficas del lado izquierdo de la gráfica II, hay evidencia de inestabilidad de los coeficientes de regresión estimados, tanto para el coeficiente asociado a la constante, $C(1)$, como para el del término autorregresivo, $C(2)$. En el caso de la constante, hay indicios de un quiebre en la media de la inflación a mediados de la década del setenta, mientras que para el coeficiente autorregresivo se aprecian quiebres tanto en esa fecha como a inicios de los ochenta. Ambos cambios estructurales en la

GRÁFICA II. COSTA RICA. ANÁLISIS RECURSIVO DEL MODELO AUTORREGRESIVO DE LA INFLACIÓN MENSUAL. PERIODO 1955-2009



FUENTE: Elaboración propia.

inflación mensual coinciden, en su orden, con los efectos sobre los precios internos debido al primer choque petrolero de mediados de la década del setenta y a la crisis de deuda externa de inicios de la década del ochenta.

Al estudiar la estabilidad de los residuos de regresión, en la primera gráfica del lado derecho de la gráfica II se observa que los errores se separan ampliamente de cero y sobrepasan la banda de confianza al 95% de probabilidad a mediados de los setenta y principios de los ochenta, lo que confirma el resultado comentado anteriormente.

En la segunda gráfica del lado derecho, correspondiente a los residuos recursivos un paso adelante, la parte inferior muestra los valores de las probabilidades para cada uno de los puntos donde la constancia de los coeficientes puede rechazarse a distintos niveles de probabilidad. Puede verse que son nulas las probabilidades de constancia asociadas a las observaciones de mediados de los setenta y principios de los ochenta.

En resumen, del análisis recursivo se concluye que hay evidencia de cambio estructural en la serie de inflación mensual en dichas fechas.

5.3 Evaluación de múltiples quiebres en la tasa de inflación (prueba Bai-Perron)

A continuación se complementa el análisis anterior con el estudio de la presencia de múltiples quiebres estructurales en la tasa de inflación mensual, mediante las pruebas desarrolladas por Bai y Perron (1998 y 2003). Se prueban dos modalidades: quiebres en la media y quiebres en la media y en el coeficiente autorregresivo de esta variable.

Al igual que en D'Amato *et al.* (2008), se comienza probando la posibilidad de hasta cinco quiebres estructurales en la media de inflación en el periodo total, pero solo tres resultan significativos, según el Criterio de Información Bayesiano (BIC), considerado uno de los estadísticos más robustos de la prueba Bai-Perron. Por tal razón, se vuelve a aplicar la prueba, restringiendo el número de quiebres a tres.

Tanto el estadístico Secuencial (*SupF Sequential Procedure*), como nuevamente el BIC confirman tres quiebres estructurales significativos en la media de la tasa de inflación: mayo de 1973, enero de 1983 y enero de 1997 (cuadro 3).

Las fechas de los dos primeros quiebres estructurales ya han sido identificadas en los análisis previos (primer choque petrolero y crisis de deuda externa). El quiebre estructural de enero de 1997 es el reflejo de la fuerte

CUADRO 3. COSTA RICA: PRUEBA BAI-PERRON PARA MÚLTIPLES CAMBIOS ESTRUCTURALES, 1953-2009

Cambios en media (1953m2-2009m12)				
Especificaciones				
$z=1$	$q=1$	$p=0$	$h=100$	$m=3$
Prueba				
SupFt(3) 35.71 ^a	UDmax 90.56 ^a	WDmax 90.56 ^a	SupFt(3/2) 16.68 ^b	
Número de quiebres seleccionados				
Secuencial 3	BIC 3	LWZ 2		
T1 1973m5	T2 1983m1	T3 1997m1		
Cambios en media y coeficientes autorregresivos (1953m2-2009m12)				
Especificaciones				
$z=2 \mid 3$	$q=2$	$p=0$	$h=136.6$	$m=3$
Prueba				
SupFt(3) 44.58 ^a	UDmax 92.42 ^a	WDmax 92.42 ^a	SupFt(3 2) 31.00 ^a	
Número de quiebres seleccionados				
Secuencial 3	BIC 2	LWZ 1		
T1 1974m9	T2 1996m2			

FUENTE: Elaboración propia

^a Significativo al 1%. ^b Significativo al 2.5%.

desaceleración mostrada por la inflación el año anterior (la inflación anual de 1996 fue casi nueve puntos porcentuales menor que la de 1995), en gran medida como consecuencia del proceso de ajuste macroeconómico y de reformas estructurales a las que se sometió la economía costarricense en el bienio 1995-1996²¹ (BCCR, 1997).

Para la prueba de quiebres en la media y en el coeficiente autorregresivo de la tasa de inflación mensual, los resultados de la prueba Bai-Perron para cinco quiebres y posteriormente para tres sugieren dos cambios

²¹ De hecho, la política económica restrictiva aplicada por el gobierno de turno en el bienio 1995-1996 produjo un menor dinamismo en la demanda interna y menores presiones inflacionarias. Delgado (2000), afirma que estas políticas fuertemente restrictivas eran la manifestación de ciclos políticos en la conducción económica.

estructurales significativos, según el criterio BIC: septiembre de 1974 y febrero de 1996.

El primero de ellos había sido detectado anteriormente por la prueba para cambios en media solamente y corresponde al ámbito de acción del choque petrolero de mediados de los setenta.

El segundo quiebre no dista mucho del quiebre previamente identificado por la prueba en enero de 1997 y puede estar reflejando efectos rezagados de la alta expansión monetaria a finales de 1994,²² debido al cierre y liquidación del banco más antiguo del país, el cual requirió financiamiento del Banco Central de Costa Rica (BCCR) por un monto cercano a 1.5% del PIB nominal de ese año (Azofeifa y Rojas, 2000). Los siguientes eventos ocurridos durante 1996 también pudieron haber explicado dicho quiebre (BCCR, 1996): alta persistencia del déficit fiscal,²³ elevado nivel de inflación importada (5.8% en 1995),²⁴ aumento en el efecto traspaso del tipo de cambio a precios, incremento de un 10% a un 15% del impuesto de ventas (en septiembre de 1995) y altas expectativas de inflación que formaron los agentes económicos para los siguientes periodos.²⁵ Debe mencionarse también el cambio institucional ocurrido a finales de 1995, cuando en noviembre de ese año se aprobó la nueva Ley Orgánica del BCCR, y el inicio de un periodo de desinflación de la economía relativamente extendido.

5.4 Estimación de la media no constante de la inflación en el periodo total

En esta sección se estima una media no constante para la tasa de inflación mensual en el periodo total (1953m2 a 2009m12), la cual contempla los principales quiebres estructurales ocurridos a lo largo del periodo.

²² La liquidez total creció durante el año a una tasa anual 23.1%.

²³ Por ejemplo, la brecha fiscal de 1994 se estimó en 6.9% del PIB.

²⁴ De hecho, en el periodo 1994 a 1996 se reportan eventos que afectaron la inflación en un grupo de países de América Latina, los cuales estaban renegociando sus deudas y enfocados en programas de estabilización para reducir la inflación (Capistrán y Ramos-Francia, 2007; pág. 7).

²⁵ Las expectativas inflacionarias en 1995 fueron mayores que las de 1994, debido básicamente a lo siguiente (BCCR, 1996): *i*) dicho año inició con incrementos importantes de precios; *ii*) perspectivas de una mayor devaluación, dado que el país no contó con los recursos del Programa de Ajuste Estructural (PAE) III; *iii*) demora en la aprobación de la Ley de Ajuste Tributario y del convenio con el Fondo Monetario Internacional; y, *iv*) persistencia de altas tasas de interés en el mercado financiero.

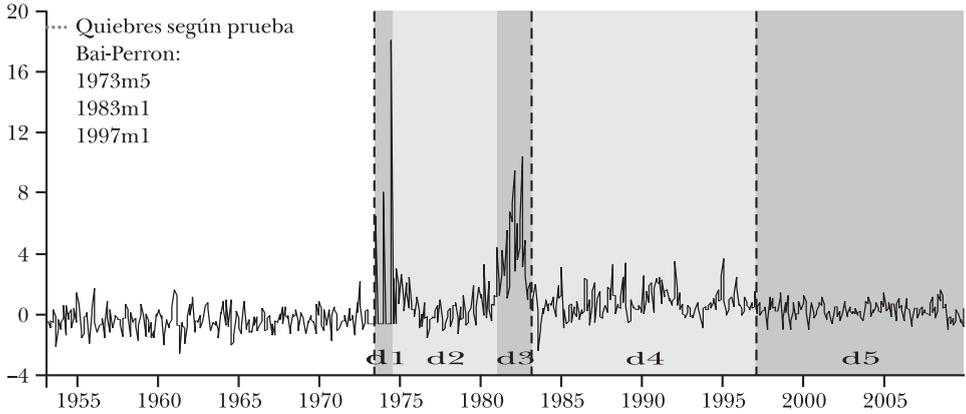
Para ello, se combinan elementos del análisis cualitativo del proceso inflacionario costarricense mencionados en la sección 4, así como los resultados técnicos provistos por el análisis recursivo y la prueba de múltiples cambios estructurales de Bai-Perron de las secciones 5.2 y 5.3. De esta forma, se definen varios subperiodos en la evolución de la tasa de inflación mensual, comenzando por un subperiodo inicial de baja inflación (0.2%), el cual abarca de 1953m02 a 1973m04 y en el cual prevaleció un tipo de cambio fijo. Asimismo, se definen cinco subperiodos posteriores (denotados *d1* a *d5*), cada uno de ellos delimitados por los choques inflacionarios importantes comentados previamente (gráfica III):

- *d1*: 1973m5-1974m6. Primer choque en los precios internacionales del crudo.
- *d2*: 1974m7-1980m12. Periodo de transición.
- *d3*: 1981m1-1983m1. Crisis de deuda externa, alta expansión fiscal, problemas de balanza de pagos, alto efecto traspaso de la devaluación a precios (*pass-through*).
- *d4*: 1983m2-1997m1. Instauración de régimen de minidevaluaciones, alto *pass-through*, factores climáticos adversos (huracán Juana), segundo choque en los precios internacionales del crudo, con motivo del conflicto bélico en el golfo Pérsico, financiación de la quiebra BAC.
- *d5*: 1997m02-2009m12. Periodo reciente, en el que se aprecia una menor variabilidad de la inflación mensual y que comprende la modificación del régimen cambiario (banda cambiaria adoptada en octubre de 2006) y la crisis financiera internacional, que contribuyó con la política monetaria para bajar la inflación interna en 2009.

Al igual que en Marques (2004) y en D'Amato *et al.* (2008), se consideran variables ficticias que identifican la tasa media de inflación en cada uno de los subperiodos mencionados, las cuales son incorporadas en una regresión cuya variable explicada es la tasa de inflación mensual contemporánea. La estimación de dicha regresión se muestra a continuación.²⁶

²⁶ El modelo se estima mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), con errores estándar robustos según el estimador de covarianza de Newey y West (*Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent-HAC-Covariances*), el cual es consistente en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación de una forma no conocida (Anexo 2).

GRÁFICA III. COSTA RICA: SUBPERIODOS DE LA EVOLUCIÓN DE LA TASA DE INFLACIÓN MENSUAL. PERIODO 1953M2-2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

$$(6) \quad \pi_t = 0.2012 + 2.1888d_1 + 0.7640d_2 + 4.4284d_3 + 1.1214d_4 + 0.6450d_5$$

(HCSE) (0.0449) (0.9828) (0.1765) (0.6320) (0.1090) (0.0680)

Donde las variables ficticias (d_1 a d_5) corresponden a los subperiodos determinados previamente.²⁷

Como se esperaba, el modelo (6) evidencia correlación serial en los errores de regresión. No obstante, al igual que en Marques (2004), se incorporaron rezagos de la inflación en el modelo y se superaron los problemas de autocorrelación (Anexo 3). Por otra parte, todos los coeficientes mantuvieron su significancia y sus valores no cambiaron significativamente, según pruebas de restricción de coeficientes de Wald (Anexo 4). Como lo afirma este autor, estos resultados pueden ser vistos como evidencia de que la media (determinística) variable en el tiempo implícita en (6) y representada por la línea escalonada en la parte superior de la gráfica IV, es consistente con los datos.

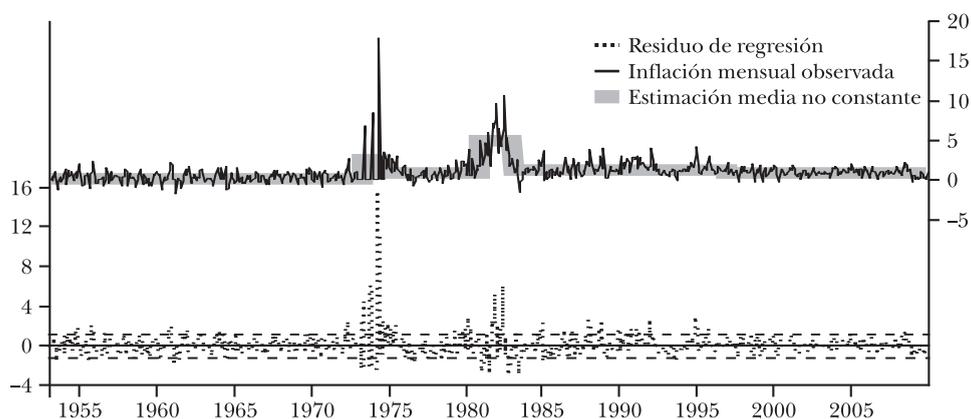
De acuerdo con el modelo (6), la constante (0.20%) corresponde a la tasa media de inflación mensual en el periodo inicial, en el cual prevaleció un tipo de cambio fijo y una baja inflación. No obstante, la media de inflación se incrementa notablemente durante el primer choque petrolero (2.39%),²⁸ la crisis de deuda (4.63%) y el periodo en que se experimentaron

²⁷ Cada variable ficticia d_i ; $\forall i=1, \dots, 5$, toma el valor de uno durante el periodo correspondiente y cero en otro caso.

²⁸ Al valor de la media estimada en cada subperiodo debe sumarse el valor de la constante de regresión.

importantes choques internos y externos (factores climáticos adversos, financiación de la quiebra del BAC, alto *pass-through* y la crisis del golfo Pérsico, entre otros) (1.32%). Durante el periodo de transición entre ambos choques la media de inflación se reduce a 0.97%, mientras que en el último periodo (de 1997 al 2008) la media de la inflación mensual se estima en 0.85%.²⁹

GRÁFICA IV. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LA MEDIA NO CONSTANTE DE LA TASA DE INFLACIÓN MENSUAL. PERIODO 1953M2-2009M12



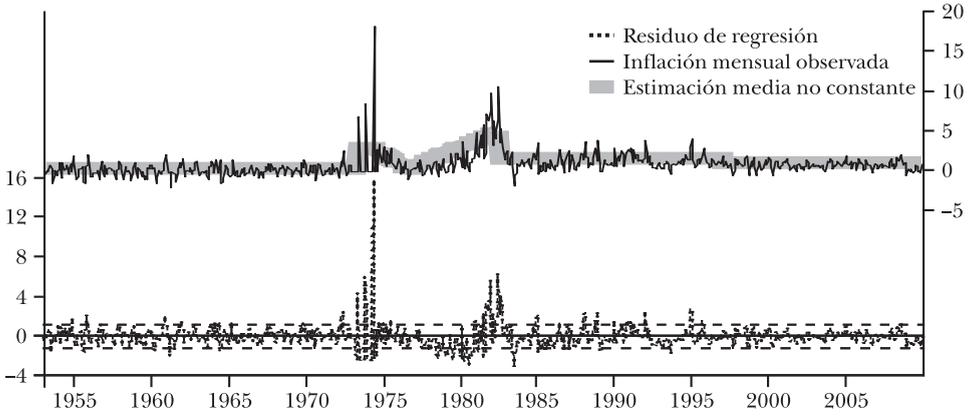
FUENTE: Elaboración propia.

Adicionalmente y como lo sugiere el análisis gráfico, se evaluó la presencia de tendencias determinísticas en el periodo de transición entre las altas inflaciones de mediados de los setenta y la crisis de deuda externa a inicios de los ochenta. La primera es una tendencia decreciente (t_1), que abarca la desinflación posterior al primer choque petrolero (1974m7 a 1976m8) y la segunda es una tendencia creciente (t_2), que contempla la aceleración de la inflación que desembocó con la crisis de deuda externa de inicios de los ochenta (1976m9 a 1982m7) (gráfica V).

Nuevamente se incorporaron rezagos de la inflación al cálculo de la media variable para controlar por autocorrelación y los coeficientes también mantuvieron su significancia, pero las pruebas de restricción de coeficientes de Wald revelaron cambios significativos en los valores de las medias en la mayoría de los periodos. En vista de lo anterior, se decidió

²⁹ Para fines comparativos este coeficiente equivale a 10.6% en términos anualizados. No obstante, se desaconseja la anualización de tasas mensuales, por hacer el supuesto restrictivo de que la tasa se mantendrá para un año completo.

GRÁFICA V. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LA MEDIA NO CONSTANTE DE LA TASA DE INFLACIÓN MENSUAL CON TENDENCIAS DETERMINÍSTICAS. PERIODO 1953M2-2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

mantener los resultados del modelo (6) para efectos del cálculo de la media variante en el tiempo (μ_t).

5.5 Estimación de la persistencia inflacionaria en el periodo total

Como se mencionó en la sección 2, al evaluar la persistencia de una serie de tiempo lo que realmente importa es la persistencia de las desviaciones del nivel de la serie respecto de su valor medio, por lo que a continuación se calculan los desvíos de la tasa de inflación mensual con respecto a μ_t , y se denotan como z_t , según se muestra en el modelo (5). En la estimación econométrica de este modelo, el coeficiente ρ corresponde entonces a la estimación de la persistencia cuando se consideran cambios en la media de la inflación (cuadro 4).³⁰

Con el supuesto de una media constante a lo largo del periodo, la inflación mensual sería un proceso altamente persistente (0.78),³¹ con un rezago significativo máximo de seis meses. Este resultado para Costa Rica está acorde con la evidencia internacional para algunos países de América Latina (Anexo 7). No obstante, si se reconocen cambios en la media de la

³⁰ El modelo también se estima mediante MCO, con errores estándar robustos según NW-HAC (Anexo 5).

³¹ Para estimar la persistencia cuando no se reconocen cambios en la media de la inflación mensual a lo largo del periodo, se suman los coeficientes autorregresivos en la estimación econométrica de la ecuación (1) (Anexo 6).

inflación, la estimación de la persistencia se reduce en forma importante a 0.18, con un rezago significativo máximo de cinco meses. Este bajo coeficiente de persistencia puede estar, sin embargo, sujeto a la limitación mencionada en la nota al pie 6, que se refiere a la posibilidad de cambios en la persistencia inflacionaria en el tiempo, especialmente cuando se consideran largos periodos. En particular, puede estar influida por el extenso lapso inicial de baja inflación, en el cual no ocurrieron choques internos o externos de importancia y en el que Costa Rica disfrutó de gran estabilidad de precios, incluso mayor a la observada en muchos países desarrollados y en desarrollo (Delgado, 2000). Por esta razón se considera relevante estimar la persistencia inflacionaria en un plazo más reciente que excluya ese subperiodo inicial, así como los subperiodos siguientes de grandes choques externos y perturbaciones inflacionarias importantes a nivel interno.

CUADRO 4. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA PARA MEDIA CONSTANTE Y CAMBIOS EN MEDIA. PERIODO 1953M2-2009M12

	<i>Media constante</i>	<i>Cambios en media</i>
Persistencia (ρ)	0.78	0.18
NW-HAC ^a		(0.09)
Rezagos	1 a 2 y 6	1 y 3 a 5

FUENTE: Elaboración propia.

^a Errores estándar robustos según el estimador de covarianza de Newey y West (covarianzas consistentes en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación).

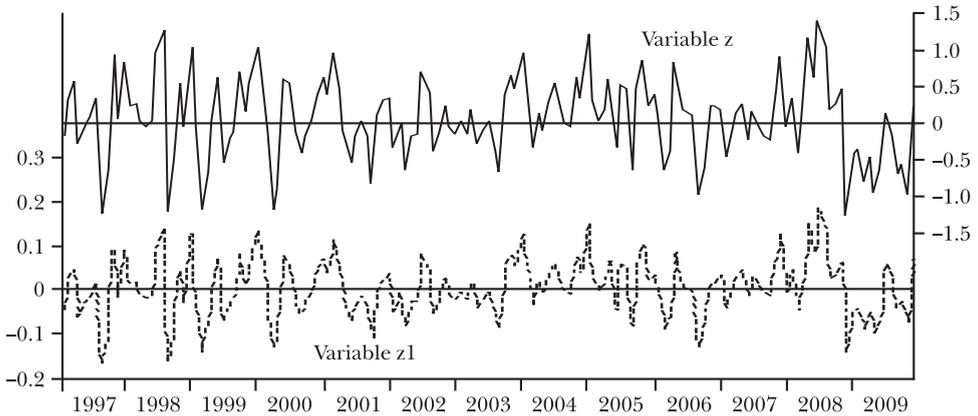
5.6 Estimación de la persistencia en el subperiodo reciente

En esta sección se estudia la persistencia inflacionaria en el subperiodo reciente (1997m2-2009m12), tanto suponiendo que la tasa media de inflación (0.85%) representa el nivel de equilibrio de largo plazo de esta variable en dicho lapso, como utilizando las metas de inflación que ha ido estableciendo el BCCR en cada oportunidad como una caracterización de ese nivel de largo plazo.³²

³² La utilización de la meta de inflación del banco central como caracterización del nivel de equilibrio de largo plazo de esa variable es una práctica usual en estimaciones de la persistencia inflacionaria para países con metas de inflación. Aunque el BCCR aún no opera bajo ese régimen monetario, desde el 2005 anunció su deseo de adoptarlo en un futuro y para ello ha venido preparando su estrategia de política monetaria, incluido el anuncio y procura de metas de inflación prospectivas, acordes con la preparación de un Programa Macroeconómico de mediano plazo.

Como antes, se comienza examinando el requisito de estacionariedad de las desviaciones de la inflación mensual respecto de su nivel medio (variable z) y respecto de la meta de inflación del BCCR (variable $z1$),³³ lo cual es esperado según la sencilla observación del comportamiento de las series (gráfica VI) y corroborado mediante las pruebas ADF, Phillips-Perron y KPSS (Anexo 8). Este resultado es importante porque corrobora que las variables mantienen la propiedad de reversión a la media.

GRÁFICA VI. COSTA RICA: COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES z Y $z1$. PERIODO 1997M02-2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

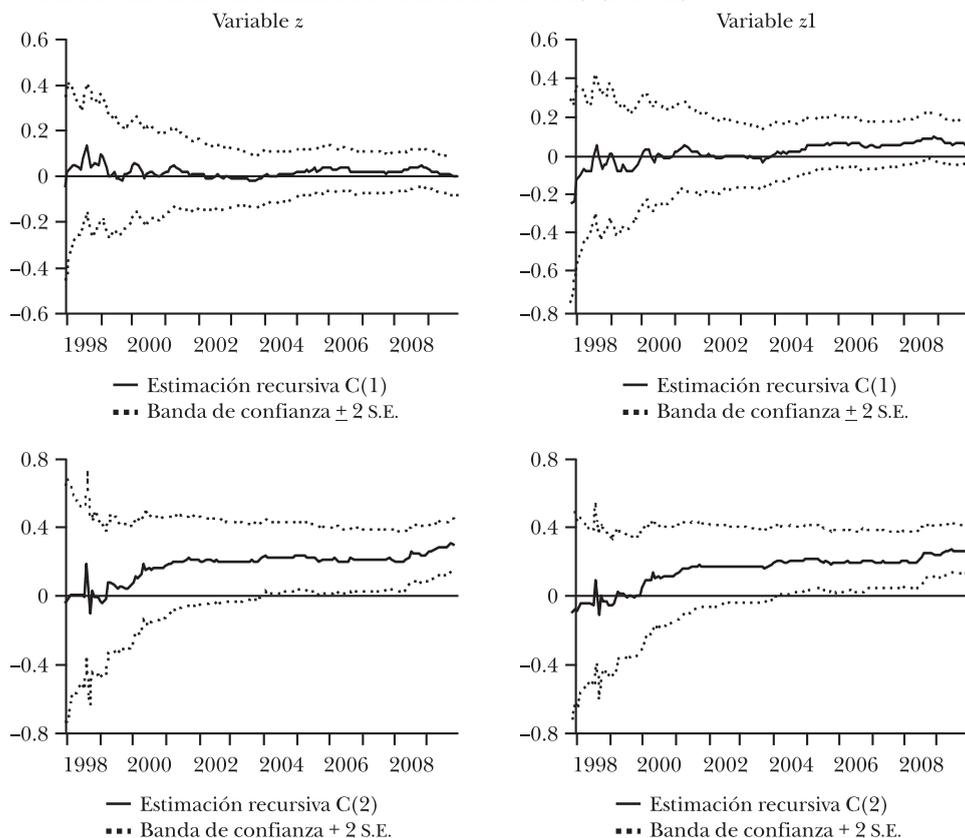
De acuerdo con el análisis recursivo, al agregar datos a la estimación los coeficientes no muestran variaciones importantes y los límites de confianza se hacen más estrechos, descartándose la posibilidad de un cambio estructural en la media o en el coeficiente autorregresivo de z y $z1$ en este subperiodo (gráfica VII).

Los principales estadísticos de la prueba Bai-Perron tampoco sugieren quiebres en la media o en el coeficiente autorregresivo de ambas variables, cuando se prueba secuencialmente la posibilidad de cinco hasta un cambio estructural en estas variables.

Es interesante destacar que ni el análisis de coeficientes recursivos ni

³³ Para calcular la variable $z1$, se anualiza la tasa de inflación mensual y se resta la meta de inflación que ha ido estableciendo el BCCR a lo largo de este subperiodo, la cual está expresada en variaciones anuales de precios. La serie de tiempo de la meta de inflación del BCCR en frecuencia mensual es tomada del trabajo de Castrillo, Mora y Torres (2008) y actualizada en la presente investigación.

GRÁFICA VII. COSTA RICA. ESTIMACIÓN DE COEFICIENTES RECURSIVOS Y PROBABILIDAD N-PASOS PARA LAS VARIABLES z Y $z1$. PERIODO 1997M2-2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

la prueba Bai-Perron detectan cambios significativos en la media o en el componente autorregresivo de z y $z1$ con motivo de la adopción del régimen de banda cambiaria en octubre de 2006. Si bien con posterioridad a la adopción de este régimen se han documentado modificaciones en el efecto traspaso de la tasa de política monetaria hacia otras tasas de interés de mercado (Durán y Esquivel, 2008) y cambios en el efecto traspaso de la devaluación a precios (BCCR, 2009), estas transformaciones todavía no parecen haber alterado suficientemente el proceso generador de datos de la inflación mensual como para que las pruebas recursivas y los estadísticos de la prueba Bai-Perron detecten un quiebre estructural significativo debido a esta nueva política. La evidencia anterior puede explicarse por

los pocos datos disponibles desde la adopción del nuevo sistema cambiario. De hecho, sí se encuentra cambio estructural en la tasa media de inflación pero no en su coeficiente autorregresivo, cuando se recalculan los resultados para el subperiodo 2003m10-2009m12, en el cual se toma en cuenta igual cantidad de observaciones antes y después de la adopción del régimen cambiario de banda en octubre de 2006 (Anexo 9).

5.6.1 Modelo autorregresivo de orden p

Como no hay cambio estructural en la media o en el coeficiente autorregresivo de z y $z1$, se minimiza la probabilidad de obtener resultados espurios si se considera la media constante de 0.85% implícita en la variable z o las metas de inflación contempladas en la variable $z1$ y se utiliza directamente el modelo (5) para estimar la persistencia en este subperiodo (cuadro 5).³⁴

CUADRO 5. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA SEGÚN DESVIACIONES DE LA INFLACIÓN RESPECTO DE SU MEDIA Y DE LA META INFLACIONARIA. PERIODO 1997M2-2009M12

	Variable z	Variable $z1$
Persistencia (ρ)	0.42	0.31
HCSE ^a	(0.08)	(0.08)
Rezagos	6,9,19,48,49,62	18,19

FUENTE: Elaboración propia.

^a Errores estándar robustos según el estimador de covarianza de Newey y West (covarianzas consistentes en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación).

La persistencia inflacionaria en el subperiodo reciente es mayor, y se estima entre 0.31 y 0.42, con un rezago máximo de 62 meses para el caso de la variable z y de 19 meses para la variable $z1$. Aunque este rango de coeficientes no se considera alto, los largos rezagos evidencian una lenta velocidad de retorno de la inflación a su valor medio o a su valor de equilibrio de largo plazo, luego de la ocurrencia de un choque inflacionario, lo que apunta a una inflación persistente en este último periodo analizado.

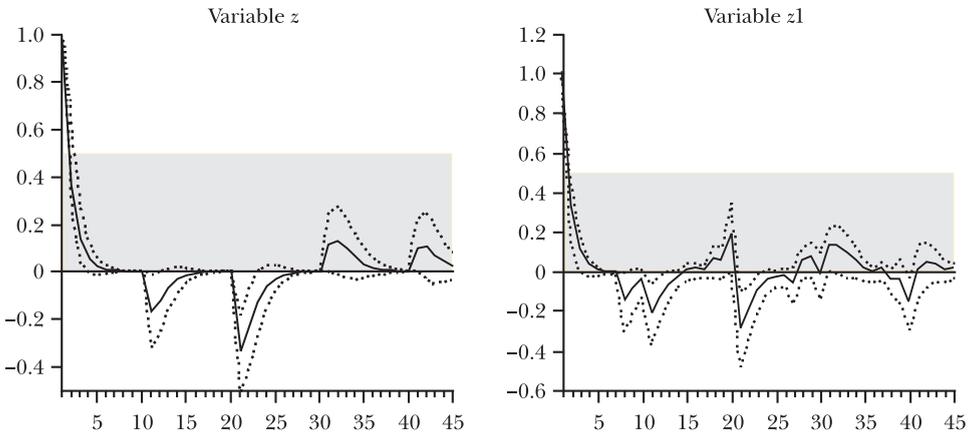
³⁴ Las estimaciones MCO, con errores estándar robustos NW-HAC, poseen residuos estacionarios, normales, homocedásticos y no autocorrelacionados. Los modelos pasan la prueba de especificación de Ramsey, las pruebas de estabilidad recursivas para el coeficiente ρ y la prueba CUSUMQ (Anexo 10).

5.6.2 Vida media de un choque inflacionario

Para complementar el análisis y tener mayores elementos de juicio, también se estima la persistencia inflacionaria según la definición de *vida media* de un choque inflacionario unitario. Para ello se especifican dos modelos autorregresivos: uno para la variable z y otro para la variable $z1$. De acuerdo con las pruebas econométricas, ambos modelos son estables y poseen errores normales y no autocorrelacionados.

La simulación de estos choques unitarios en el mes inicial ($t = 1$) muestra las siguientes funciones de impulso respuesta (gráfica VIII).

GRÁFICA VIII. COSTA RICA: FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA A UN CHOQUE INFLACIONARIO UNITARIO. PERIODO 1997M2-2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

La *vida media* de ambos choques se estima en un mes, pues el 50% de este choque unitario se extingue después de ese plazo. El efecto total del choque se completa después de 22 meses en el caso de z y de 40 meses para $z1$ (cuadro 6), influyendo en la mayor persistencia la anualización de las tasas de variación mensuales en este segundo caso.

Aunque la *vida media* de este choque se disipa rápidamente, el hecho de que el choque demore un tiempo considerable en agotarse en ambos modelos también indica una inflación persistente en este último subperíodo.

Cuando se utiliza la plataforma del MMPT para estimar la *vida media*, la persistencia inflacionaria es mayor: entre 10 y 11 meses y el choque demora cerca de 33 meses en agotarse (Anexo 11), lo que podría deberse al uso de variaciones interanuales de precios y a los efectos de retroalimentación

CUADRO 6. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA SEGÚN LA DEFINICIÓN DE *VIDA MEDIA* DE UN CHOQUE INFLACIONARIO UNITARIO. PERIODO 1997M2-2009M12

	<i>Variable z</i>	<i>Variable z1</i>
<i>Vida media (h)</i>	1 mes	1 mes
Ajuste total	22 meses	40 meses

FUENTE: Elaboración propia.

NOTAS: Los rezagos óptimos para ambos modelos inicialmente se establecen de uno a veinte meses, según los estadísticos Final Prediction Error (FPE), el criterio de información de Akaike (AIC) y Sequential Modified LR Test Statistic (LR). Los rezagos significativos en términos estadísticos finalmente se reducen a 1, 10 y 20, en el caso del modelo para z y a 1, 7, 10, 19 y 20 para el modelo de $z1$, lo anterior según la prueba de exclusión de rezagos no significativos aplicada secuencialmente.

implícitos en las interrelaciones funcionales que conforman el modelo. En todo caso, los resultados no son enteramente comparables, dado este enfoque multivariado, distinto tamaño muestral (información desde 1991) y frecuencia de datos (observaciones trimestrales).³⁵

6. CONSIDERACIONES FINALES

La presente investigación se planteó como objetivo la estimación de la persistencia inflacionaria para Costa Rica en el periodo 1953-2009, entendida esta como la velocidad con que la tasa de inflación mensual retorna a su valor de equilibrio de largo plazo luego de un choque. Con un enfoque univariado de inflación y un proceso autorregresivo estacionario para esta variable, se supone que dicho valor de equilibrio corresponde a la media de la variable a lo largo del periodo.

De acuerdo con la evidencia empírica, si el valor medio de la tasa de inflación no cambia en el periodo total estudiado, se encuentra que la inflación es un proceso altamente persistente (0.78), lo que está acorde con la evidencia a nivel de algunos países de América Latina. No obstante, si se reconoce que este valor cambia en función de cambios estructurales y choques inflacionarios externos e internos que ha enfrentado la economía, la estimación de la persistencia inflacionaria en el periodo total se reduce en forma importante (0.18), pero estaría influida por el extenso lapso inicial de baja inflación.

³⁵ En el Anexo 12 se presentan mediciones indirectas de persistencia inflacionaria disponibles en el BCCR.

Cuando se estudia el periodo más reciente (1997-2009), la estimación de la persistencia inflacionaria es mayor (rango entre 0.31 y 0.42) y no se encuentra evidencia de cambio estructural en la tasa media de inflación mensual al adoptarse el régimen de banda cambiaria en octubre de 2006.

Únicamente es posible detectar un quiebre estructural debido a una menor tasa media de inflación a partir de noviembre de 2008 al estudiar el periodo 2003m10-2009m12, aunque la estimación de la persistencia inflacionaria no cambia en términos estadísticos (0.47). Este quiebre se ubica poco más de dos años después de adoptada la banda cambiaria, por lo que el impacto contractivo sobre la tasa media de inflación mensual podría estar recogiendo tanto el efecto rezagado de la mejora en la independencia de la política monetaria que se ha ido ganado en el tiempo, con motivo de la menor intervención del BCCR en el mercado de cambios, como el efecto de la menor inflación importada sobre los precios internos en 2009, debido a la contracción económica y a la reducción de precios de productos primarios en los mercados internacionales, a raíz de la crisis financiera internacional.

Al complementar el análisis con el cálculo de la definición alternativa de persistencia inflacionaria según *vida media* de un choque unitario en el periodo reciente (1997-2009), se obtiene que el 50% de dicho choque se completa rápidamente (un mes luego de ocurrido este), pero el ajuste total demora un tiempo considerable en agotarse (entre 22 y 40 meses, según la definición de variable utilizada), lo que también apunta a una inflación persistente. No obstante, si este choque se simula en el periodo 2003m10-2009m12, la *vida media* no cambia pero el efecto total del ajuste se acorta en forma importante (entre 8 y 11 meses). Por otra parte, si la *vida media* se calcula utilizando el Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (MMPT) del BCCR con datos a partir de 1991, el 50% del choque se consume después de 11 meses y el efecto total demora 33 meses en extinguirse. Esta mayor persistencia obedecería a efectos de retroalimentación propios de un enfoque multivariado, así como a la utilización de variaciones interanuales de precios.

Cuando se recurre a otra evidencia no directamente comparable de persistencia inflacionaria disponible en el BCCR para distintos periodos y al cálculo de definiciones alternativas de este fenómeno (“persistencia intrínseca” y coeficientes autorregresivos), se obtienen estimaciones en un rango mayor (0.53 a 0.93) y largos periodos de ajuste ante choques inflacionarios (22 a 33 meses de rezago). No se descarta, sin embargo, que estas mediciones indirectas sobrestimen el grado de persistencia inflacionaria,

dada la utilización de variaciones interanuales de precios. En todo caso y como lo afirma Marques (2004), la confiabilidad de cualquier estimación de la persistencia inflacionaria últimamente dependerá de qué tan realista sea el sendero de largo plazo de inflación que se supone. En este sentido, con datos de febrero de 1997 a diciembre de 2009, el enfoque univariado, adoptado en este trabajo estimó como variable sustituta de dicho sendero una tasa de inflación mensual media de 0.85% (10.6% en términos anualizados) y una meta inflacionaria promedio en torno a 10% anual.

Claramente, la principal implicación para la política monetaria es que, dada esta dependencia de la inflación corriente no sólo de sus determinantes de corto y largo plazo, sino también de los choques inflacionarios pasados, mayor es el costo de la desinflación de la economía y, por ello, más largo debe ser el horizonte de las metas de inflación que se definan.

Por otra parte, el control de la inflación se torna en un problema más complejo que el simple manejo de una tasa de interés de corto plazo de política monetaria, cobrando también relevancia el control de las principales fuentes de persistencia inflacionaria citadas en la literatura, como lo son la volatilidad misma de la inflación, los mecanismos de indexación de precios y salarios en la economía y los cambios en la credibilidad de la política monetaria, incluyendo las modificaciones de la meta inflacionaria.

Finalmente y en un ámbito más amplio, la política económica en general también puede contribuir a reducir la persistencia inflacionaria, mediante acciones tendentes a la promoción de la competencia en sectores económicos importantes y al replanteamiento de las políticas de fijación de precios (fórmulas de valoración de costos y modelos de ajuste de precios o tarifas de bienes regulados y servicios públicos, entre otras) o la desregulación de mercados.

Anexo 1

Causas teóricas principales de la persistencia inflacionaria

Las fuentes o causas de la persistencia inflacionaria mencionadas comúnmente en la literatura son:

- La volatilidad misma de la inflación: Pincheira (2008) afirma que la

volatilidad de la misma inflación contribuye a la persistencia, en la medida en que su componente de tendencia de largo plazo sea estocástico y presente variaciones continuas.

- El grado de indexación de precios y salarios en la economía: Álvarez *et al.* (2000) afirman que los mecanismos de indexación reajustan rubros como los salarios o los costos de producción de las empresas al índice de precios al consumidor o al tipo de cambio, con el fin de proteger la estructura de precios y salarios reales en economías caracterizadas por una inflación moderada. No obstante, esta práctica dificulta el ajuste de los precios frente a choques reales (contribuye a la persistencia inflacionaria) y aumenta los costos de reducir la inflación. Asimismo, De Gregorio (1992 y 1995) explica que la persistencia inflacionaria se origina en un sesgo de las expectativas inflacionarias de los agentes económicos, provocado por la indexación de precios en la economía.
- Los cambios en la credibilidad de la política económica: Álvarez *et al.* (2000) cita el trabajo de Calvo y Végh (1994), en el cual un programa de ajuste basado en el ancla cambiaría que tiene problemas de credibilidad hace más lenta la convergencia de la tasa de inflación a la tasa de inflación objetivo. Por su parte, Pincheira (2008) cita que en Cukierman y Liviatan (1992) se explica la persistencia como un problema de credibilidad de los agentes económicos frente a la autoridad monetaria. Según estos autores, el problema de credibilidad termina generando mayores expectativas inflacionarias, sumado al hecho de que la autoridad monetaria no tiene control sobre la inflación, lo que genera un proceso de estabilización lento que se traduce en una inflación persistente.
- Las constantes modificaciones en la meta de inflación del banco central: como señala Marques (2004), si se supone que en el mediano y largo plazo la inflación es determinada por la política monetaria, entonces el nivel de largo plazo de la inflación correspondería a la meta de inflación del banco central. Así, movimientos de la meta inflacionaria pueden ser una fuente de persistencia inflacionaria (si el banco central cambia su meta, a las personas le podría tomar tiempo aprender acerca de la nueva meta, por lo que a la inflación le tomaría más tiempo converger a la meta en comparación con una meta fija).

Anexo 2

Estimación de la ecuación (6)

Variable dependiente: INFLAMEN

Método: Mínimos cuadrados

Fecha: 03/01/10

Muestra (ajustada): 1953M2-2009M12

Observaciones incluidas: 685, después de ajustes

Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 6)

	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
C	0.201152	0.044858	4.484156	0.0000
d1	2.188848	0.982819	2.227111	0.0263
d2	0.763976	0.176535	4.327618	0.0000
d3	4.428448	0.631953	7.007562	0.0000
d4	1.121407	0.108985	10.28953	0.0000
d5	0.645041	0.068049	9.479128	0.0000
R ²	0.371533	Promedio de la variable dependiente		0.917584
R ² ajustada	0.366891	Desviación estándar de la var. dependiente		1.443632
Error estándar de regresión	1.148671	Criterio de información de Akaike		3.123835
Suma de los cuadrados de los residuos	893.2650	Criterio de Schwartz		3.163599
Log de verosimilitud	-1060.790	Criterio de Hannan-Quinn		3.139224
Estadístico F	80.04473	Estadístico Durbin-Watson		1.807464
Prob (estadístico F)	0.000000			

Anexo 3

Estimación de la ecuación (6) con rezagos de la inflación

Variable dependiente: π

Método: Mínimos cuadrados

Fecha: 03/01/10

Muestra (ajustada): 1955M2-2009M12

Observaciones incluidas: 659, después de ajustes

Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 6)

	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
$\pi (-2)$	0.068775	0.039476	1.742208	0.0819
$\pi (-6)$	0.299682	0.150851	1.986602	0.0474
$\pi (-15)$	-0.072482	0.038847	-1.865833	0.0625
$\pi (-16)$	-0.095905	0.041172	-2.329400	0.0201
$\pi (-21)$	-0.082722	0.031977	-2.586934	0.0099
$\pi (-24)$	0.089776	0.040958	2.191939	0.0287
C	0.145428	0.058244	2.496875	0.0128
d1	1.877183	0.799906	2.346754	0.0192
d2	0.584961	0.183127	3.194284	0.0015
d3	3.313143	0.677504	4.890219	0.0000
d4	0.939556	0.205768	4.566103	0.0000
d5	0.529849	0.120288	4.404833	0.0000
R ²	0.465249	Promedio de la variable dependiente		0.939120
R ² ajustada	0.456157	Desviación estándar de la var. dependiente		1.458533
Error estándar de regresión	1.075605	Criterio de información de Akaike		3.001686
Suma de los cuadrados de los residuos	748.5314	Criterio de Schwartz		3.083459
Log de verosimilitud	-977.0554	Criterio de Hannan-Quinn		3.033384
Estadístico F	51.17354	Estadístico Durbin-Watson		1.860015
Prob (estadístico F)	0.000000			

CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS

Fecha: 03/01/10

Muestra: 1955M2-2009M12

Observaciones incluidas: 659

<i>Autocorrelación</i>	<i>Correlación parcial</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Estadístico Q</i>	<i>Prob.</i>
		1	0.069	0.069	3.1923	0.074
		2	0.019	0.014	3.4246	0.180
		3	-0.001	-0.004	3.4260	0.330
		4	-0.079	-0.079	7.5380	0.110
		5	-0.065	-0.055	10.338	0.066
		6	-0.024	-0.014	10.725	0.097
		7	-0.032	-0.028	11.426	0.121
		8	-0.027	-0.028	11.898	0.156
		9	-0.011	-0.016	11.974	0.215
		10	0.012	0.009	12.078	0.280
		11	-0.014	-0.022	12.219	0.347
		12	0.002	-0.004	12.222	0.428
		13	-0.041	-0.048	13.382	0.419
		14	-0.033	-0.030	14.114	0.441
		15	0.008	0.010	14.162	0.513
		16	0.008	0.004	14.204	0.584
		17	-0.062	-0.072	16.777	0.470
		18	-0.031	-0.035	17.448	0.493
		19	0.024	0.026	17.834	0.534
		20	-0.060	-0.066	20.291	0.440
		21	0.032	0.026	20.989	0.460
		22	-0.025	-0.044	21.405	0.486
		23	-0.031	-0.031	22.054	0.517
		24	-0.017	-0.026	22.257	0.564
		25	0.019	0.013	22.501	0.607
		26	0.022	0.012	22.847	0.642
		27	0.025	0.009	23.262	0.671
		28	0.030	0.017	23.902	0.687
		29	0.019	0.011	24.147	0.722
		30	-0.006	-0.012	24.173	0.764
		31	-0.007	-0.016	24.207	0.802
		32	-0.019	-0.010	24.461	0.827
		33	-0.047	-0.044	26.017	0.801
		34	-0.026	-0.023	26.480	0.818
		35	-0.014	-0.016	26.620	0.845
		36	0.032	0.032	27.347	0.850

Anexo 4

Pruebas de restricción de coeficientes de Wald de la ecuación (6)

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Probabilidad</i>	<i>Decisión</i>
H0: C(7)=0.20	0.3387	No rechaza H0
H0: C(8)= 2.19	0.6968	No rechaza H0
H0: C(9)=0.76	0.3283	No rechaza H0
H0: C(10)=4.43	0.0997	No rechaza H0
H0: C(11)=1.12	0.3768	No rechaza H0
H0: C(12)=0.65	0.3382	No rechaza H0

FUENTE: Elaboración propia.

NOTA: Según prueba estadística Chi cuadrado.

Anexo 5

Estimación de la ecuación (5)

Variable dependiente: Z

Método: Mínimos cuadrados

Fecha: 03/02/10

Muestra (ajustada): 1953M08 2009M12

Observaciones incluidas: 677, después de ajustes

Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 6)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
$\Delta Z(-1)$	-0.086894	0.035998	-2.413861	0.0161
$\Delta Z(-3)$	-0.071059	0.040377	-1.759892	0.0789
$\Delta Z(-4)$	-0.184949	0.076282	-2.424534	0.0156
$\Delta Z(-5)$	-0.257391	0.141215	-1.822691	0.0688
Z(-1)	0.177804	0.094053	1.890465	0.0591
R ²	0.098976	Promedio de la variable dependiente		-0.000403
R ² ajustada	0.093613	Desviación estándar de la var. dependiente		1.149009
Error estándar de regresión	1.093906	Criterio de información de Akaike		3.024746
Suma de los cuadrados de los residuos	804.1363	Criterio de Schwartz		3.058111
Log de verosimilitud	-1,018.876	Criterio de Hannan-Quinn		3.037663
Estadístico Durbin-Watson	1.941354			

Anexo 6

Estimación de la ecuación (1)

Variable dependiente: π

Método: Mínimos cuadrados

Fecha: 03/02/10

Muestra (ajustada): 1953M8-2009M12

Observaciones incluidas: 677, después de ajustes

Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 6)

	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
C	0.201664	0.090765	2.221840	0.0266
π (-1)	0.198398	0.096122	2.064021	0.0394
π (-2)	0.175920	0.048674	3.614263	0.0003
π (-6)	0.408231	0.159779	2.554973	0.018
R ²	0.368892	Promedio de la variable dependiente		0.923530
R ² ajustada	0.366079	Desviación estándar de la var. dependiente		1.448234
Error estándar de regresión	1.153072	Criterio de información de Akaike		3.128628
Suma de los cuadrados de los residuos	894.8064	Criterio de Schwartz		3.155320
Log de verosimilitud	-1,055.041	Criterio de Hannan-Quinn		3.138962
Estadístico F	131.1261	Estadístico Durbin-Watson		2.003492
Prob (estadístico F)	0.000000			

Anexo 7

Evidencia del nivel de persistencia en otros países de América Latina

<i>País</i>	<i>Persistencia inflacionaria^a</i>	<i>País</i>	<i>Persistencia inflacionaria^a</i>
Argentina	0.8542	Ecuador	0.8364
Bolivia	0.8787	México	0.8548
Brasil	0.8581	Perú	0.6657
Chile	0.2899	Uruguay	0.8682
Colombia	0.7874	Venezuela	0.7666

FUENTE: Capistrán y Ramos-Francia (2007).

^a Suma de coeficientes autorregresivos en el periodo 1980m1-2006m6.

Anexo 8

**Análisis del grado de integración de las variables
(subperiodos recientes)**

GRADO DE INTEGRACIÓN DE LA INFLACIÓN MENSUAL EN EL SUBPERIODO 1997M2-2009M12

<i>Variable</i>	<i>Opción</i>	<i>ADF (valor P)</i>	<i>PP (valor P)</i>	<i>KPSS (estad. LM)</i>
Z	CCCT	0.0000 ^a	0.0000 ^a	0.119230 ^{b c}
	CCST	0.0000 ^a	0.0000 ^a	0.140111 ^d
	SCST	0.1152 ^a	0.0001 ^a	NA
D(Z)	CCCT	0.0000 ^a	0.0001 ^a	0.128210 ^{b c}
	CCST	0.0000 ^a	0.0001 ^a	0.225912 ^d
	SCST	0.0000 ^a	0.0000 ^a	NA
Z1	CCCT	0.0000 ^a	0.0000 ^a	0.049261 ^c
	CCST	0.0000 ^a	0.0000 ^a	0.149769 ^d
	SCST	0.0000 ^a	0.0000 ^a	NA
D(Z1)	CCCT	0.0000 ^a	0.0001 ^a	0.126139 ^{b c}
	CCST	0.0000 ^a	0.0001 ^a	0.259787 ^d
	SCST	0.0000 ^a	0.0000 ^a	NA

FUENTE: Elaboración propia.

NOTAS: Para ADF y PP, H₀: la serie tiene raíz unitaria. Para KPSS, H₀: la serie es estacionaria. NA es no aplica.

^a H₀ se rechaza al 1%, 5% y 10% de significancia. ^b H₀ se rechaza al 10% de significancia. ^c Valores críticos al 1%, 5%, 10%: 0.216; 0.146; 0.119, respectivamente. ^d Valores críticos al 1%, 5%, 10%: 0.739; 0.463; 0.347, respectivamente.

GRADO DE INTEGRACIÓN DE LA INFLACIÓN MENSUAL EN EL SUBPERIODO 2003M10-2009M12

<i>Variable</i>	<i>Opción</i>	<i>ADF (valor P)</i>	<i>PP (valor P)</i>	<i>KPSS (estad. LM)</i>
Z	CCCT	0.0000 ^a	0.0000 ^a	0.096327 ^{b c}
	CCST	0.0000 ^a	0.0000 ^a	0.139136 ^{b d}
	SCST	0.0000 ^a	0.0000 ^a	NA
D(Z)	CCCT	0.0000 ^a	0.0001 ^a	0.027418 ^{b c}
	CCST	0.0000 ^a	0.0001 ^a	0.029775 ^{b d}
	SCST	0.0000 ^a	0.0000 ^a	NA
Z1	CCCT	0.0000 ^a	0.0000 ^a	0.076606 ^{b c}
	CCST	0.0000 ^a	0.0000 ^a	0.204467 ^{b d}
	SCST	0.0000 ^a	0.0000 ^a	NA
D(Z1)	CCCT	0.0000 ^a	0.0001 ^a	0.025414 ^{b c}
	CCST	0.0000 ^a	0.0001 ^a	0.26835 ^{b d}
	SCST	0.0000 ^a	0.0000 ^a	NA

FUENTE: Elaboración propia.

NOTAS: Para ADF y PP, H_0 : la serie tiene raíz unitaria. Para KPSS, H_0 : la serie es estacionaria. NA es no aplica.

^a H_0 se rechaza al 1%, 5% y 10% de significancia. ^b H_0 se rechaza al 1%, 5% y 10% de significancia. ^c Valores críticos al 1%, 5%, 10%: 0.216; 0.146; 0.119, respectivamente. ^d Valores críticos al 1%, 5%, 10%: 0.739; 0.463; 0.347, respectivamente.

Anexo 9

Estimación de la ecuación (5) en el subperiodo reciente

VARIABLE *z*

Variable dependiente: *z*

Método: Mínimos cuadrados

Fecha: 03/02/10

Muestra (ajustada): 2002M5-2009M12

Observaciones incluidas: 92, después de ajustes

Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 3)

	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
DZ(-6)	0.216157	0.065080	3.321420	0.0013
DZ(-9)	0.145492	0.076912	1.891673	0.0619
DZ(-19)	0.230376	0.083233	2.767852	0.0069
DZ(-48)	0.169282	0.060851	2.781919	0.0067
DZ(-49)	0.102437	0.061974	1.652917	0.1020
DZ(-62)	-0.126356	0.067888	-1.861234	0.0662
Z(-1)	0.418851	0.078728	5.320230	0.0000
R ²	0.359942	Promedio de la variable dependiente		0.005219
R ² ajustada	0.314761	Desviación estándar de la var. dependiente		0.497465
Error estándar de regresión	0.411797	Criterio de información de Akaike		1.136466
Suma de los cuadrados de los residuos	14.41406	Criterio de Schwartz		1.328342
Log de verosimilitud	-45.27745	Criterio de Hannan-Quinn		1.213909
Estadístico Durbin-Watson	2.082335			

VARIABLE $z1$ Variable dependiente: $z1$

Método: Mínimos cuadrados

Fecha: 01/12/10

Muestra (ajustada): 1998M09 2009M12

Observaciones incluidas: 136, después de ajustes

Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 4)

	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
DZ1(-18)	0.175474	0.062916	2.789017	0.0061
DZ1(-19)	0.315224	0.056704	5.559140	0.0000
Z1(-1)	0.310072	0.080678	3.843335	0.0002
R^2	0.225359	Promedio de la variable dependiente		0.010541
R^2 ajustada	0.213710	Desviación estándar de la var. dependiente		0.068594
Error estándar de regresión	0.060824	Criterio de información de Akaike		-2.739844
Suma de los cuadrados de los residuos	0.492046	Criterio de Schwartz		-2.675594
Log de verosimilitud	189.3094	Criterio de Hannan-Quinn		-2.713734
Estadístico Durbin-Watson	1.848883			

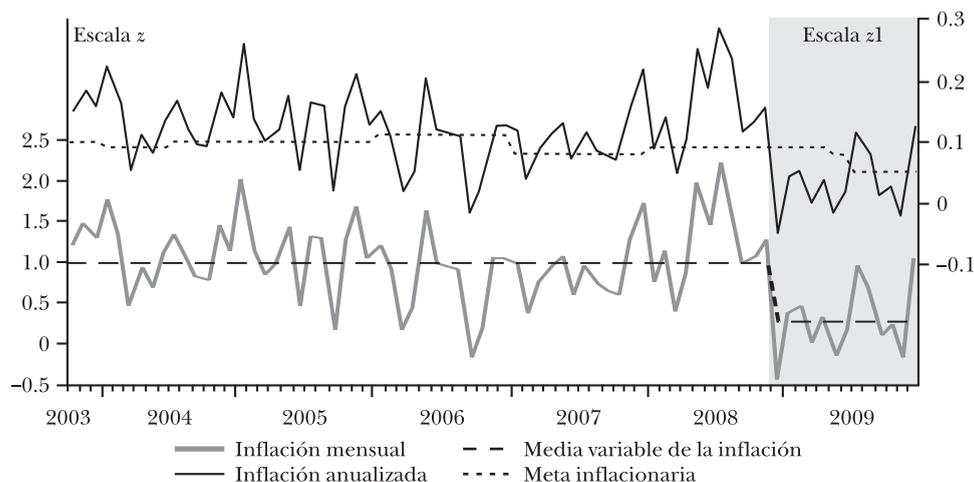
Anexo 10

Persistencia inflacionaria en el subperiodo 2003m10-2009m12

En este anexo nuevamente se somete a verificación empírica la hipótesis de cambio estructural en la tasa media de inflación mensual posterior a la adopción del régimen de banda cambiaria en octubre de 2006. Para ello se toma en cuenta igual cantidad de observaciones antes y después de dicha fecha, con lo que el nuevo periodo de análisis es 2003m10-2009m12.

En este periodo π y $z1$ continúan siendo estacionarias (pruebas ADF, PP y KPSS). Contrario a los resultados para otros periodos, las pruebas recursivas detectan quiebres estructurales en la media y en el coeficiente autorregresivo de π a mediados de 2008 y mediados de 2006, respectivamente; así como a inicios de 2006, tanto para la media como para el coeficiente autorregresivo de $z1$. Por su parte, los estadísticos BIC y LWZ de la prueba

GRÁFICA A.I. COSTA RICA: COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES $z=(\pi-\mu)$ y $z1=(\pi_{\text{anualizada}}-\text{meta})$. 2003M10–2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

Bai-Perron detectan un quiebre en la media de la inflación en noviembre de 2008, pero no así en el coeficiente autorregresivo (gráfica A.I).

Este quiebre se ubica poco más de dos años después de adoptado el régimen de banda cambiaria, por lo que el impacto contractivo sobre la tasa de inflación mensual podría estar recogiendo tanto el efecto rezagado de la mejora en la independencia de la política monetaria que se ha ido ganado en el tiempo, con motivo de la menor intervención del BCCR en el mercado de cambios,³⁶ como el efecto de la menor inflación importada sobre los precios internos en 2009 (debido a los problemas en la actividad económica externa e interna, a raíz de la crisis financiera internacional), las menores expectativas inflacionarias, menor depreciación nominal y efecto traspaso a precios y la mejora en la oferta de productos agrícolas (BCCR, 2010).

La tasa media de inflación mensual variante en los periodos 2003m10-2008m11 y 2008m12-2009m12 se estima en 1.0% y 0.27%, respectivamente.³⁷ A partir de este resultado, se redefine la variable z como

³⁶ De mediados de noviembre de 2008 a mediados de agosto de 2009 el tipo de cambio estuvo separándose intermitentemente del *techo* de la banda cambiaria y a partir de esta última fecha se mantiene oscilando libremente a su interior, sin la intervención del BCCR en el mercado *mayorista* de divisas (MONEX). Lo anterior apunta a una menor variabilidad de la oferta monetaria motivada por la conducta del tipo de cambio.

³⁷ Las correspondientes tasas medias de inflación anualizadas son, en su orden,

CUADRO A. 1. COSTA RICA: ESTIMACIONES DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA (PERIODO 2003M10-2009M12)

Variable z			Variable z^a		
ρ^a	Vida media ^b		ρ^a	Vida media ^b	
	50% inicial	100% (total)		50% inicial	100% (total)
0.47 (0.12) ^c	1 mes	8 meses	0.39 (0.10) ^c	1 mes	11 meses
Rezago: 4,10,15,29,33			Rezago: 18,19		

FUENTE: Elaboración propia.

^a Las estimaciones MCO, con errores estándar robustos NW-HAC, poseen residuos estacionarios, normales, homocedásticos y no autocorrelacionados. Los modelos pasan la prueba de especificación de Ramsey, las pruebas de estabilidad recursivas para el coeficiente ρ y la prueba CUSUMQ.^b El modelo autorregresivo para z se definió con 1, 4 y 6 rezagos significativos y para $z1$ con 1,4, 6 y 8. Los errores se distribuyen como una densidad de probabilidad normal multivariada, son homocedásticos y no están autocorrelacionados.^c Errores estándar robustos según el estimador de covarianza de Newey y West.

la inflación mensual menos esta nueva media variante en el tiempo. La variable $z1$ continúa definiéndose como antes. Con ambas variables se reestiman las definiciones de persistencia inflacionaria (cuadro A. 1).

Pruebas de restricción de coeficientes de Wald efectuadas con base en la evidencia del cuadro A. 1 revelan que la estimación del grado de persistencia según el coeficiente ρ no cambia en términos estadísticos entre los subperiodos estudiados (1997m2-2009m12 y 2003m10-2009m12), independientemente que se utilice la variable z o $z1$. Por otra parte, la estimación directa de la *vida media* (50% del choque inicial) con z y $z1$ señala que la persistencia tampoco cambia (se mantiene invariante en un mes) en los distintos subperiodos, aunque el lapso de ajuste para que el restante 50% del choque se extinga se reduce sustancialmente en el subperiodo 2003m10-2009m12.

En síntesis, se detecta cambio estructural en la tasa media de inflación mensual en noviembre de 2008, pero la estimación de ρ no cambia en términos estadísticos en este subperiodo, aunque si se reduce el periodo de ajuste para que el restante 50% del choque unitario se extinga, con lo que se reduce la persistencia según la definición de *vida media*.

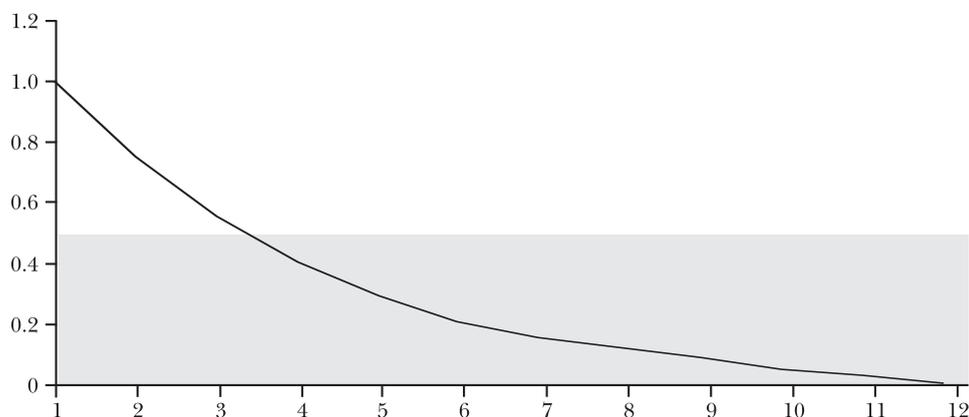
12.8% y 3.3%. Las estimaciones se realizan en forma equivalente a como se hizo en la ecuación (6), utilizando una variable ficticia que toma un valor unitario durante el periodo 2008m12-2009m12 y cero en otro caso. Como antes, al adicionar rezagos a esta ecuación se controla la autocorrelación, y pruebas de restricción de coeficientes tampoco encuentran cambios estadísticos en los coeficientes estimados, lo cuales mantienen su significancia.

Anexo 11

Vida media de un choque inflacionario utilizando el MMPT

Cuando el efecto de un choque inflacionario unitario se simula con datos trimestrales a partir de 1991 y contemplando todas las relaciones funcionales implícitas en el Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (MMPT) del BCCR (Muñoz y Tenorio, 2008), la *vida media* del choque se estima entre 10 y 11 meses y la otra mitad del choque se observa que demora cerca de 33 meses en extinguirse (gráfica A. II).³⁸

GRÁFICA A.II. COSTA RICA: FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA DE LA INFLACIÓN INTERANUAL A UN CHOQUE PROPIO. MODELO MACROECONÓMICO DE PROYECCIÓN TRIMESTRAL (MMPT) DEL BCCR



FUENTE: Estimación del Departamento de Investigación Económica, BCCR.

Aunque estos resultados no son directamente comparables con la estimación de la *vida media* de choques unitarios generados con modelos VAR para las variables z y $z1$, dada la diferencia de metodologías, de tamaño de muestras y de frecuencia de datos, debe señalarse que la mayor persistencia inflacionaria estimada se debería a los efectos de retroalimentación implícitos en las interrelaciones funcionales que conforman el MMPT. Por otra parte, estos resultados también concuerdan con lo mencionado al inicio, de que las tasas de variación interanuales del IPC tienden a sobrestimar el grado de persistencia.

³⁸ La estimación del efecto del choque se realizó en el Departamento de Investigación Económica del BCCR.

Anexo 12

Medidas indirectas de persistencia inflacionaria disponibles en el BCCR

En la literatura empírica internacional se suele utilizar el marco de los nuevos modelos híbridos de inflación de corto plazo tipo curva de Phillips neokeynesiana, para mostrar tres fuentes de persistencia inflacionaria (Whelan, 2004):

- *Persistencia intrínseca* (esencial): ocurre cuando las empresas indexan parcialmente los precios actuales de sus productos a los precios que prevalecieron en los periodos previos. De esta forma, la inflación del periodo actual se ve influenciada por la inflación pasada en el modelo de la curva de Phillips.
- *Persistencia basada en expectativas*: toma lugar cuando las expectativas no son racionales y los agentes económicos no poseen información perfecta acerca de la economía y las relaciones funcionales entre las principales variables macroeconómicas. Entonces, cuando ocurre un choque inflacionario inesperado, ellos desconocen si este es transitorio o permanente, por lo que, en su intento por determinar su naturaleza y la mejor forma en que podrían reaccionar, utilizan la historia de la inflación para pronosticar la inflación futura. Este efecto se refleja en el coeficiente de las expectativas en la curva de Phillips.
- *Persistencia extrínseca* (no esencial): se origina cuando las empresas no reaccionan al mismo tiempo cambiando los precios de sus productos ante modificaciones en las condiciones económicas imperantes. Esta falta de sincronía en la fijación de precios puede guiar a que la inflación llegue a ser persistente. Este efecto se recoge en el coeficiente asociado a la brecha del producto o al costo marginal real en la curva de Phillips.

Para estimar estas fuentes de persistencia y otras medias alternativas de este concepto, se utilizan modelos multivariados semiestructurales (curva de Phillips implícita en el MMPT) y parciales (estimación propia de la curva de Phillips, modelo de *pass-through* y de títulos fiscales), así como modelos univariados sencillos (modelos ARMA) estimados previamente en el BCCR y estimaciones propias (cuadro A. 2).

Nuevamente se advierte que en rigor los coeficientes no son comparables, pero pueden dar una idea aproximada acerca de los rangos de

variación máximos de estas medidas indirectas de persistencia inflacionaria, pues las tasas de variación interanual de la inflación utilizada sobrestiman este efecto. La *persistencia intrínseca* se estima entre 0.32 y 0.53 y la inercia inflacionaria en 0.82. Los coeficientes autorregresivos, por su parte, están en torno a 0.9. Considerando las muestras más actuales se observa que están entre 0.53 y 0.93, lo que contrasta con la estimación directa de la persistencia inflacionaria (rango entre 0.31 y 0.42) en el periodo reciente.

CUADRO A. 2. COSTA RICA: MEDIDAS ALTERNATIVAS DE INERCIA Y APROXIMACIONES INDIRECTAS DE PERSISTENCIA INFLACIONARIA. ENFOQUES UNIVARIADO Y MULTIVARIADO DE INFLACIÓN

<i>Modelo</i>	<i>Enfoque</i>	<i>Periodo</i>	<i>Inflación en variaciones</i>	<i>Medidas alternativas</i>	
Nueva curva de Phillips híbrida (MMPT) ^a	Multivariado semiestructural	1993t1-2009t3	Trimestrales interanuales	0.32	Persistencia intrínseca
				0.57	Persistencia basada en expectativas
				0.19	Persistencia exintrínseca
Nueva curva de Phillips híbrida (estimación propia) ^b	Multivariado parcial	1997t1-2008t4	Trimestrales interanuales	0.53	Persistencia intrínseca
				0.53	Persistencia basada en expectativas
				0.89	Persistencia exintrínseca
<i>Pass-through</i> (Castro y Laverde, 2008) ^b	Multivariado parcial	1991m12-2007m12	Semestrales adelantadas	0.82	Inercia inflacionaria
Modelos de títulos fiscales (Durán y Rojas, 2007)	Multivariado parcial	1996m9-2007m04	Mensuales interanuales	0.91	Suma de coeficientes autorregresivos
ARMA (1.1) (Muñoz, 2088)	Unvariado	1996m01-2008m12	Mensuales interanuales	0.87	Coefficiente autorregresivo
ARMA (2.0) (Rodríguez, 2009)	Unvariado	1996m1-2009m09	Mensuales interanuales	0.93	Suma de coeficientes autorregresivos

FUENTE: Elaboración propia.

^a Estimación preliminar mediante GMM, utilizada en las estimaciones del reciente Informe de Inflación. Variables explicativas: inflación rezagada y adelantada, expectativas inflacionarias a un año, brecha del producto rezagada e inflación importada. ^b Estimación propia mediante GMM. Variables explicativas: inflación rezagada, expectativas de inflación a un año y brecha del producto rezagada. Instrumentos: rezagos de la meta de inflación y de precios de petróleo.

Referencias

- Altissimo, F., M. Ehrmann y F. Smets (2006), *Inflation persistence and price-setting behavior in the euro area: a summary of the Inflation Persistence Network evidence*, European Central Bank and National Bank of Belgium, octubre (Working Paper Research, núm. 95).
- Álvarez, F., M. Dorta y J. Guerra (2000), *Persistencia inflacionaria en Venezuela: evolución, causas e implicaciones*, Gerencia de Investigación, Banco Central de Venezuela, julio (Serie de Documentos de Trabajo, núm. 26).
- Andrews, D. W. K., y H. Y. Chen (1994), “Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 12, núm. 2, mayo, pp. 187-204,.
- Azofeifa Villalobos, A. G., y D. Rojas Chaves(2000), *Costa Rica: estimación del déficit fiscal estructural y cíclico*, División Económica, Departamento Monetario y Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, septiembre (Documento de trabajo, DM-DIE-PI-01-2000/R).
- Bai, J., y P. Perron (1998), “Estimating and Testing Models with Multiple Structural Changes”, *Econometrica*, vol. 66, núm. 1, enero, pp. 47-78.
- Bai, J., y P. Perron (2003), “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18, núm. 1, pp. 1-22.
- Batini, N., y E. Nelson (2001), “Optimal horizons for inflation targeting”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 25, núms. 6-7, pp. 891-910.
- Batini, N. (2002), *Euro Area Inflation Persistence*, European Central Bank, Frankfurt (Working Paper Series, núm. 201).
- BCCR (1996), *Memoria Anual 1995: Banco Central de Costa Rica, su participación en la economía nacional*, División Económica, Banco Central de Costa Rica.
- BCCR (1997), *Memoria Anual 1996: Banco Central de Costa Rica, su participación en la economía nacional*, División Económica, Banco Central de Costa Rica.
- BCCR (2009), *Informe de inflación junio 2009*, División Económica, Banco Central de Costa Rica.
- BCCR (2009), *Memoria Anual 2008: Banco Central de Costa Rica su participación en la economía nacional*, Banco Central de Costa Rica, marzo.
- BCCR (2010), *Programa macroeconómico 2010-11*, División Económica, Banco Central de Costa Rica, enero.

- Calvo, G. A., y C. A. Végh (1994), "Inflation Stabilization and Nominal Anchors", *Contemporary Economic Policy*, vol. XII, abril.
- Capistrán, C., y M. Ramos-Francia (2007), *Inflation Dynamics in Latin America*, Banco de México, agosto.
- Carrascal Arranz, U., Y. González González y B. Rodríguez Prado (2001), *Análisis econométrico con EViews*, Editorial Alfaomega: Ra-Ma, Madrid.
- Castrillo, D., y B. Laverde (2008), *Validación y actualización del modelo de pass through del tipo de cambio en Costa Rica 1991-2007*, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, abril (Informe Técnico DIE-16-2008-IT).
- Castrillo, D., C. Mora y C. Torres (2008), *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Costa Rica: periodo 1991-2007*, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, octubre (Documento de Investigación, DIE-07-2008-DI).
- Céspedes, L. F., M. Kumhof y E. Parrado (2003), *Pricing Policies and Inflation Inertia*, Banco Central de Chile, octubre (Working Papers, núm. 232).
- Cukierman, A., y N. Leviatan (1992), "The Dynamic of Optimal Gradual Stabilizations", *The World Bank Economic Review*, vol. 6, septiembre, pp. 439-58.
- D'Amato, L., L. Garegnani y J. M. Sotes (2008), "Dinámica inflacionaria y persistencia: implicancias para la política monetaria", en *Ensayos Económicos* (Banco Central de la República Argentina), núm. 50, enero-marzo.
- De Gregorio, J. (1992), *Theories of Policy Accommodation: The Persistence of Inflation and Gradual Stabilizations*, FMI, marzo (Working Paper, núm. 92/19).
- De Gregorio, J. (1995), "Policy Accommodation and Gradual Stabilizations", *Journal of Credit, Money and Banking*, vol. 27, núm. 3, pp. 727-741.
- Delgado, F. (2000), *La política monetaria en Costa Rica, 50 años del banco central*, Banco Central de Costa Rica.
- Durán, R., y M. Esquivel (2008), *Policy Rate Pass-through: Evidence from the Costa Rican Economy*, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, junio (Research Paper, DIE-05-2008-DI).
- Durán, R., y M. A. Rojas (2007), *Validación del modelo de títulos fiscales para el pronóstico de la inflación*, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, octubre (Informe Técnico, DIE-42-2007-IT).

- FMI (2009), *Costa Rica: Staff Report for the 2009 Article IV Consultation and First Review Under the Stand-By Arrangement; Press Release and Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Costa Rica*, FMI, octubre (Country Report, núm. 09/303).
- Fuhrer, J. C. (1995), "The Persistence of Inflation and the Cost of Disinflation", *New England Economic Review*, enero, pp 3-16.
- Hansson, J., A. Johnson y S. Tägtström (2009), *How persistent is inflation in Sweden?*, Monetary Policy Department, Sveriges Riksbank (Economic Commentaries, núm. 5).
- Lendvai, J. (2004), *Inflation Inertia and Monetary Policy Shocks*, Institute of Economics Hungarian Academy of Sciences, Budapest, octubre (Discussion Papers, núm. 2004/17).
- Marques, C. R. (2004), *Inflation Persistence: Facts or Artefacts?*, European Central Bank, junio (Working Paper Series, núm. 371).
- Muñoz Salas, E. (2008), *Validación del modelo univariante de inflación empleado en la combinación de pronósticos*, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, febrero (Informe Técnico).
- Muñoz Salas, E., y E. Tenorio Chaves (2008), *El Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral del Banco Central de Costa Rica en la transición a la flexibilidad del tipo de cambio*, Banco Central de Costa Rica, noviembre (Documento de Investigación, DIE-08-2008-DI).
- Pincheira, P. (2008), *Evolución de la persistencia inflacionaria en Chile*, Banco Central de Chile, diciembre (Serie Documentos de Trabajo, núm. 505).
- Pivetta, F., y R. Reis (2001), *The Persistence of Inflation in the United States*, texto mimeografiado, Universidad de Harvard.
- Rodríguez, A. (2009), *Modelo ARMA para la proyección de la inflación en Costa Rica*, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, febrero (Informe Técnico en proceso).
- Solera Ramírez, Á. (2002), *Inflación e incertidumbre inflacionaria: evidencia para Costa Rica*, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, diciembre (Documento de Investigación, DIE-014-2002-DI).
- Vladova, Z., y S. Pachedjiev (2008), *Empirical Analysis of Inflation Persistence and Price Dynamics in Bulgaria*, Bulgarian National Bank, septiembre (Discussion Papers, núm. 70/2008).
- Whelan, K. (2004), *Staggered price contracts and inflation persistence: Some general results*, European Central Bank (Working Paper, núm. 417).

Willis, J. I. (2003), "Implications of structural changes in the U.S. economy for pricing behavior and inflation dynamics", *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Kansas City), primer trimestre, pp. 5-27.