



DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 002 | 2012

Costa Rica: Determinación de cambios estructurales en el nivel de la tasa de inflación: periodo 1997-2011

Carlos Torres Gutiérrez

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

Costa Rica. Determinación de cambios estructurales en el nivel de la tasa de inflación: periodo 1997-2011

Carlos Torres Gutiérrez

Las ideas expresadas en este documento son del autor y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

Resumen

En el documento se evalúa la hipótesis nula de existencia de un cambio estructural en el nivel de la tasa de inflación interanual en mayo de 2009, fecha a partir de la cual se registran consistentemente tasas de un dígito, lo que representa un resultado notable en la historia inflacionaria reciente del país.

Palabras clave: Inflación, Cambio estructural.

Clasificación JEL.: C12; C32; E31.

Costa Rica: Structural Changes in the Inflation Rate: 1997-2011

Carlos Torres Gutiérrez

The ideas expressed in this paper are those of the author and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

Key words: Inflation, Structural change.

JEL codes: C12; C32; E31.

Costa Rica: Determinación de cambios estructurales en el nivel de la tasa de inflación: periodo 1997-2011

1. Introducción

Según la teoría sobre el comportamiento de las series de tiempo, el cambio estructural...”se presenta cuando hay modificaciones instantáneas o permanentes, invariables e inesperadas en uno o más componentes estructurales, debido a eventos específicos”¹.

Cuando la serie de tiempo en cuestión es la tasa de inflación y ésta tiene un quiebre estructural en su evolución desde bajos hasta altos niveles o se ha mantenido alta durante mucho tiempo, la literatura económica menciona importantes efectos negativos sobre el desarrollo financiero y el crecimiento económico, mediante sus efectos perniciosos en la incertidumbre y el cálculo económico, las preferencias sobre activos financieros, el desenvolvimiento del mercado de trabajo, la redistribución de ingresos y los precios relativos, entre otros.

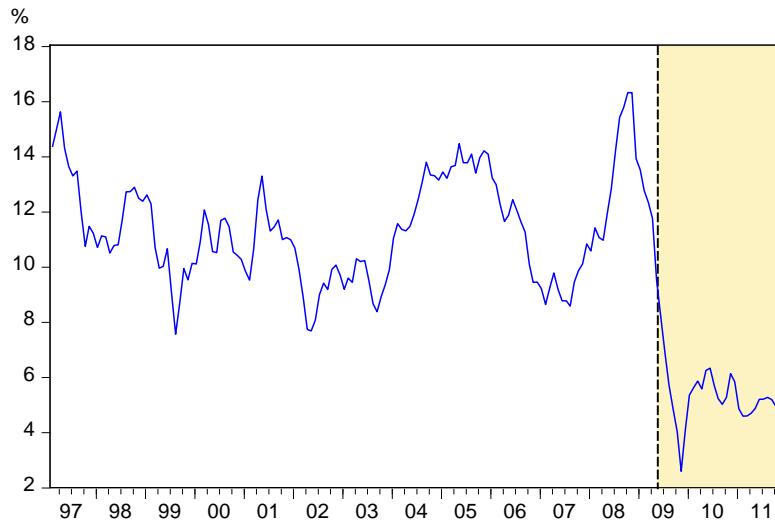
Por el contrario, si el quiebre estructural ocurre desde altos a bajos niveles de inflación, dichos efectos se revierten y se comienzan a observar efectos benéficos en el sistema económico en el transcurso del tiempo. Precisamente por eso tiende a haber consenso en la teoría macroeconómica en torno a la idea de que el principal aporte de la política monetaria a la economía es mantener una inflación baja y estable.

Dada la importancia del comportamiento de la inflación en el mediano y largo plazo y de que en Costa Rica ésta se ha mantenido relativamente baja y menor a un dígito prácticamente desde mediados de 2009, este documento se plantea como objetivo evaluar la hipótesis nula de que a partir de mayo de 2009 se ha presentado un cambio estructural en el nivel de la tasa de inflación interanual en Costa Rica.

La inquietud por evaluar esta hipótesis surge de la simple inspección gráfica del comportamiento de la tasa de inflación en los últimos años (2009-2011), en la cual se observa un marcado escalón hacia abajo en la evolución de esta variable a partir de mayo de 2009 (Gráfico 1), fecha desde la cual se ha mantenido notablemente baja.

¹ Citado por Sánchez (2008), quien a su vez se basa en las definiciones de Hendry y Clements, 2001 y de Rodríguez, 2002.

Gráfico 1. Costa Rica: Comportamiento de la tasa de inflación interanual
Periodo: febrero de 1997 a diciembre de 2011



Fuente: Elaboración propia.

El planteamiento de tal hipótesis también se origina en el cálculo de la media de la inflación antes y después de esta fecha (Cuadro 1), donde se evidencia su marcada caída (5,4%), en comparación con su valor en el lapso anterior (11,4%) y en el periodo completo (10,3%).

Cuadro 1. Costa Rica: estadísticas descriptivas de la inflación interanual por periodos

Estadísticos	1997m02-2011m12	1997m02-2009m04	2009m05-2011m12
Media (%)	10,29	11,36	5,38
Mediana (%)	10,66	11,20	5,20
Máximo (%)	16,30	16,30	9,52
Mínimo (%)	2,57	7,54	2,57
Desv. est.	2,91	1,89	1,22
Skewness	-0,50	0,34	1,24
Kurtosis	2,71	2,59	6,55
Jarque-Bera	8,16	3,92	25,01
Probabilidad	0,02	0,14	0,00
Suma	1842,04	1669,77	172,27
Suma desv. Cuad.	1507,36	522,95	46,05
No. Observaciones	179	147	32

Fuente: Elaboración propia.

Con una sencilla prueba de hipótesis para igualdad de medias en muestras relacionadas se concluye que son estadísticamente diferentes las medias de los periodos 1997m02-2009m04 (11,4%) y 2009m05-2011m11 (5,4%) (Anexo 6.1).

No obstante este resultado preliminar, se aduce que las pruebas de hipótesis diseñadas para detectar un único cambio estructural en el comportamiento de series de tiempo suelen tener bajo poder para rechazar la hipótesis nula de ausencia de un cambio estructural, cuando en realidad la serie puede tener varios quiebres a lo largo del periodo considerado (Sánchez, op. cit.). Por esta razón, en este documento se recurre a una serie de pruebas estadísticas para estudiar la existencia de múltiples cambios estructurales en la tasa de inflación interanual en el lapso 1997-2011.

El informe se estructura de la siguiente manera: en la segunda sección se detalla la metodología estadística utilizada, en la tercera sección contiene los principales resultados empíricos y la cuarta sección concluye.

2. Metodología

La variable estudiada es la inflación medida por la tasa de variación interanual del Índice General de Precios al Consumidor (IPC) de Costa Rica, base julio de 2006=100, en frecuencia mensual. Su fuente de información es el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC) de Costa Rica.

Los periodos analizados son:

- Periodo 1: Febrero de 1997 a diciembre de 2011. La fecha de inicio de este lapso obedece a que es el último momento en que se detectó un cambio estructural en la tasa de inflación mensual con datos históricos desde 1953 (Chaverri y Torres, 2010) y la fecha final corresponde al dato del IPC más reciente publicado a la fecha por el INEC.
- Periodo 2: Agosto 2001 a diciembre de 2011, el cual abarca igual cantidad de datos (119 observaciones) antes y después de la fecha de adopción de la banda cambiaria en octubre de 2006, fecha en la cual también se detectó un cambio estructural en la tasa de inflación mensual (Chaverri y Torres op. cit.).
- Periodo 3: Setiembre de 2006 a diciembre de 2011, que incluye igual cantidad de datos (64 observaciones) antes y después de la fecha en que se observan consistentemente tasas de inflación interanuales de un dígito (mayo de 2009).

La metodología utilizada parte determinando el grado de integración de la variable en estudio a lo largo de los distintos periodos, mediante las pruebas usuales ADF, Phillips-Perron y KPSS, así como también con pruebas robustas para controlar por posibles cambios estructurales en la serie (Zivot y Andrews, 1992 y Perron, 1997).

Luego se analizan las pruebas UD_{max} , WD_{max} , $supF$, $supF(I+1|I)$ y el Procedimiento Secuencial (*Sequential Procedure*), incorporadas a su vez en la prueba Bai-Perron (1998 y 2003), para la detección de múltiples quiebres estructurales en series estacionarias (una breve descripción de estas pruebas se encuentra en el Anexo 6.2; no obstante, mayor detalle puede consultarse en las referencias bibliográficas citadas).

Según se explica en Sánchez op. cit., para minimizar la probabilidad de obtener conclusiones erróneas acerca de los eventuales cambios estructurales contenidos en una serie de tiempo, es necesario utilizar una prueba como la de Bai-Perron, basada en un procedimiento sistemático para detectar todos los quiebres de la serie a lo largo del periodo muestral. También se afirma que Bai (1997) y Bai y Perron op. cit. demostraron que en presencia de series de tiempo con múltiples

cambios estructurales, se reduce y puede ser muy bajo el poder de las pruebas diseñadas para detectar un único quiebre estructural, lo que a menudo conduce al rechazo de la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural, cuando la serie realmente tiene más de un quiebre. Según Sánchez esto sucede porque el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios converge a un mínimo global que coincide con el quiebre estructural dominante a lo largo de la muestra, aunque haya más cambios estructurales.

3. Evidencia empírica

De acuerdo con el análisis del grado de integración, la hipótesis nula (H_0) de raíz unitaria para la tasa de inflación interanual se rechaza únicamente en el Periodo 1 (1997m02-2011m12) de los propuestos² (Anexo 6.3)³, por lo que en adelante los resultados corresponden solo a este lapso⁴.

Para determinar los eventuales quiebres estructurales en esta variable mediante la prueba Bai-Perron, se comienza estudiando la posibilidad de hasta cinco quiebres estructurales en dicho periodo, pero solo cuatro resultan significativos, según el estadístico *LWZ* y el Criterio de Información Bayesiano (*BIC*), éste último considerado uno de los estadísticos más robustos de la prueba. Por tal razón, se vuelve a aplicar la prueba, restringiendo el número de quiebres a cuatro ($m=4$).

Nuevamente los estadísticos *LWZ* y *BIC* confirman la existencia de cuatro quiebres estructurales en la media de la tasa de inflación interanual en las siguientes fechas: mayo de 1999, mayo de 2004, julio de 2006 y mayo de 2009 (Cuadro 2 y Gráfico 2).

² Conviene aclarar que la estacionariedad de la inflación también se ha verificado empíricamente en otros periodos en distintos trabajos de investigación para el caso de Costa Rica (véase por ejemplo Chaverri y Torres op. cit.).

³ En particular, con la prueba Z&A especificada con intercepto, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, a favor de la hipótesis alternativa de estacionariedad con cambio estructural determinado endógenamente en mayo de 2009, al 10% de significancia y marginalmente al 5%. Nótese que este resultado preliminar coincide con la fecha del cambio estructural mencionado en la hipótesis inicial de trabajo. Cabe señalar que para los periodos 2 y 3 esta prueba específica puntos de quiebre fuera de rango, posiblemente porque consideran pocas observaciones. En todo caso y como la serie no es estacionaria en dichos lapsos, se obvian esos resultados.

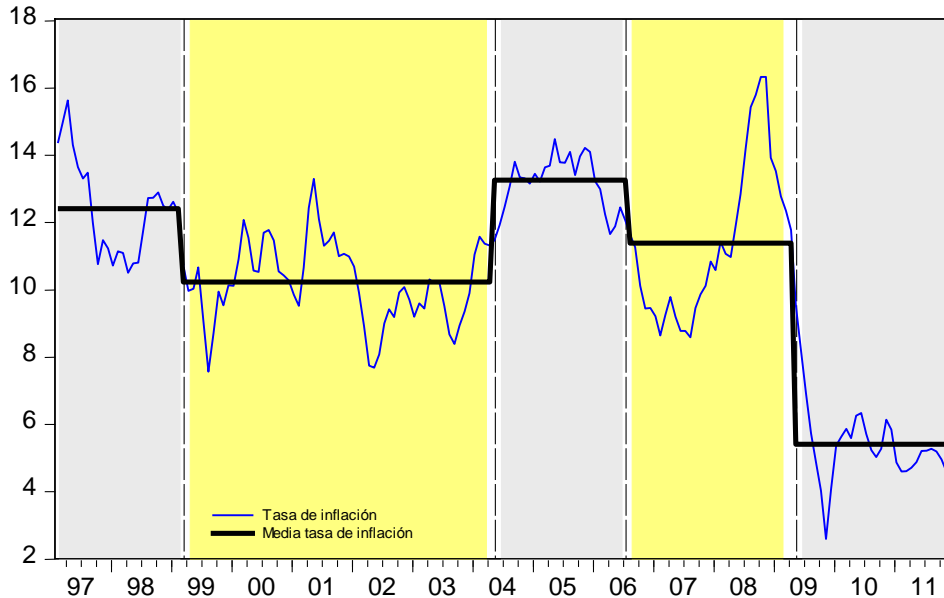
⁴ La prueba KPSS también detecta estacionariedad en la tasa de inflación interanual en el periodo total, así como en los otros subperiodos. No obstante y dada la robustez de la prueba Z&A para estudiar el grado de integración de las series en presencia de cambio estructural, se da prioridad a su resultado. Conviene mencionar que las pruebas usuales de raíz unitaria (ADF, PP) tienen debilidad para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria (para KPSS esta hipótesis es estacionariedad), en presencia de cambios estructurales.

**Cuadro 2. Costa Rica: prueba Bai-Perron para múltiples cambios estructurales
Periodo 1997m02-2011m12**

Test			
supF(4)	UDmax	WDmax	supF(4 3)
57,3747****	57,3747****	91,5913****	2,5661****
Número de quiebres estructurales seleccionados			
BIC		LWZ	
4		4	
Fecha de los quiebres estructurales detectados			
T1 (obs. 26)	T2 (obs. 88)	T3 (obs. 114)	T4 (obs. 148)
1999m03	2004m05	2006m07	2009m05

****(***)(**)(*) Significativo al 1%, 2.5%, 5%, 10%, respectivamente.
Fuente: Elaboración propia

**Gráfico 2. Costa Rica: cambios estructurales múltiples en la tasa de inflación
Periodo: 1997m02-2011m12⁵**



Fuente: Elaboración propia

⁵ Mediante áreas sombreadas se identifican las fechas de los quiebres estructurales.

El estadístico de la prueba UD_{max} es 57,37 y sus valores críticos al 1%, 5% y 10% son: 12,37; 8,88 y 7,46, en ese orden. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de un cambio estructural contra la alternativa de existencia de un número desconocido de quiebres.

Por su parte, los estadísticos de la prueba WD_{max} al 1%, 5% y 10% de significancia son: 113,91; 98,65 y 91,59, respectivamente. Los valores críticos a esas significancias son, en su orden: 13,83; 9,91 y 8,20. Se corrobora el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de un cambio estructural, contra la alternativa de existencia de un número desconocido de quiebres.

Dado lo anterior, los estadísticos de la prueba $supF$, para la hipótesis nula de ningún quiebre estructural contra la alternativa de 1, 2, 3 y 4 quiebres son: 36,79; 30,86; 29,09 y 57,37, respectivamente. Mientras que los valores críticos al 1% de significancia son: 12,29; 9,36; 7,6 y 6,19, en su orden. En todos los casos, nuevamente se rechaza la hipótesis nula de ausencia de quiebres estructurales; en particular, la última prueba rechaza la hipótesis nula de 0 cambios estructurales en favor de la hipótesis alternativa de que existen 4 quiebres.

Los estadísticos 0,22; 3,26 y 2,57 corresponden, en su orden, a la prueba sistemática $supF(I+1|I)$, que evalúa las siguientes hipótesis nulas secuenciales: $supF(2|1)$: 2 quiebres estructurales, condicional a que existe 1 quiebre; $supF(3|2)$: 3 quiebres estructurales, condicional a que existen 2 quiebres y $supF(4|3)$: 4 quiebres, condicional a que existen 3 quiebres. Los valores críticos al 1%, 5% y 10%, para $k=1$ hasta $k=4$ cambios estructurales son todos mayores a los valores de los estadísticos señalados. Por tanto, no se rechaza ninguna de esas hipótesis; la última en particular, la cual denota que entonces existen 4 quiebres estructurales en la variable de interés a lo largo de la muestra estudiada.

Finalmente, el Procedimiento Secuencial (*Sequential Procedure*) al 1%, 5% y 10% de significancia estima un quiebre estructural dominante, que corresponde a mayo de 2009. Este resultado es corroborado por el denominado “procedimiento de repartición”⁶ para esas mismas significancias, según la actualización de la fecha de quiebre.

En síntesis, para el periodo comprendido entre febrero 1997 y diciembre 2011, el primer cambio estructural detectado por la prueba de Bai-Perron se ubica en mayo de 1999, fecha a partir de la cual se aprecia una baja de 2,17 puntos porcentuales (p.p.) en la media de la tasa de inflación, respecto del periodo previo (Cuadro 3). Se cita como causa principal de esta baja un control más estricto del BCCR sobre el crecimiento del crédito al sector privado, lo cual permitió estabilizar la demanda agregada y contrarrestar las presiones inflacionarias (Banco Central de Costa Rica, 2000).

⁶ Se refiere a la partición sistemática de la muestra total en submuestras, según las fechas de los cambios estructurales que secuencialmente se van detectado.

Cuadro 3. Costa Rica: tasa de inflación media según periodos marcados por cambios estructurales

Periodo	Inflación media (%)	Cambio abs.(pp)
1997m02-1999m03	12,38	
1999m04-2004m04	10,20	-2,17
2004m05-2006m07	13,23	3,02
2006m08-2009m04	11,36	-1,87
2009m05-2011m11	5,38	-5,97

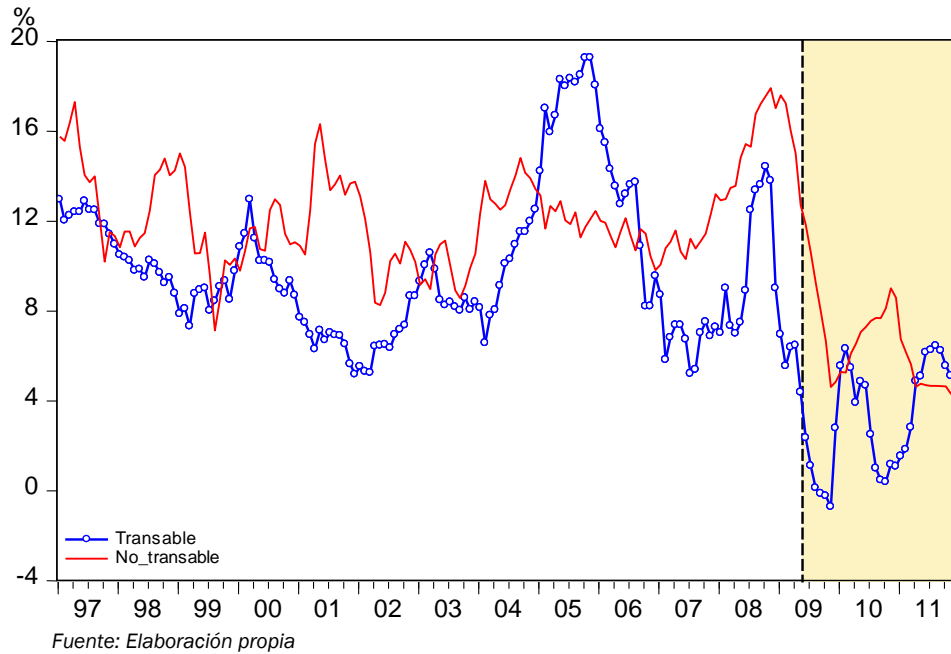
Fuente: Elaboración propia

El segundo y el tercer quiebre estructural detectados por la prueba corresponden a mayo de 2004 y julio 2006, fechas en las que se dio un aumento de 3,02 pp. y una disminución de 1,87 pp. en la media de la tasa de inflación, respectivamente, comparados con su promedio en el periodo anterior (Cuadro 3). Durante el 2004 se aduce que el comportamiento de los agregados monetarios estuvo de acuerdo con lo programado, por lo que los motivos más importantes para estos mayores niveles inflacionarios fueron el aumento de las cotizaciones internacionales de materias primas e insumos (como petróleo, trigo y aceite de soya), los choques negativos de oferta en el mercado agropecuario y los movimientos irregulares de los precios de algunos servicios, como transporte, telefonía, agua, electricidad y servicios domésticos propiciaron el alza en la media inflacionaria a partir del segundo quiebre estructural registrado en 2004. (Banco Central de Costa Rica, 2005). Cabe señalar que el resto de países centroamericanos y muchas economías latinoamericanas también experimentaron una mayor inflación importada en esa época, igualmente originada en ese aumento de precios internacionales.

En lo que respecta al tercer quiebre estructural la desaceleración observada en la media de la inflación obedece particularmente a la menor devaluación del colón respecto al dólar, la reducción de los choques externos e internos y el comportamiento a la baja de las expectativas de inflación (Banco Central de Costa Rica, 2006).

El último quiebre estructural encontrado se ubica en mayo de 2009, momento que coincide precisamente con la fecha del cambio estructural planteada en la hipótesis inicial del trabajo. Desde entonces, la media de la tasa de inflación se redujo 5,97 p.p. con respecto a su valor en el periodo previo (Cuadro 3). Destaca el hecho de que la tasa de inflación anual del 2009 fue la más baja desde 1971. Esta importante desaceleración inflacionaria del 2009 también se observó a nivel internacional. Obedeció principalmente a la contracción o desaceleración de la actividad económica mundial, en conjunto con la reducción de las cotizaciones internacionales del petróleo y de los productos primarios (tales como granos básicos) en los mercados externos, al tiempo que ocurrió una mejora en la oferta de productos agrícolas a nivel interno (Banco Central de Costa Rica, 2010). El comportamiento de la inflación implícita en los precios de los bienes y servicios transables a nivel internacional, a partir de mayo de 2009, confirma la desaceleración de la inflación importada (Gráfico 3):

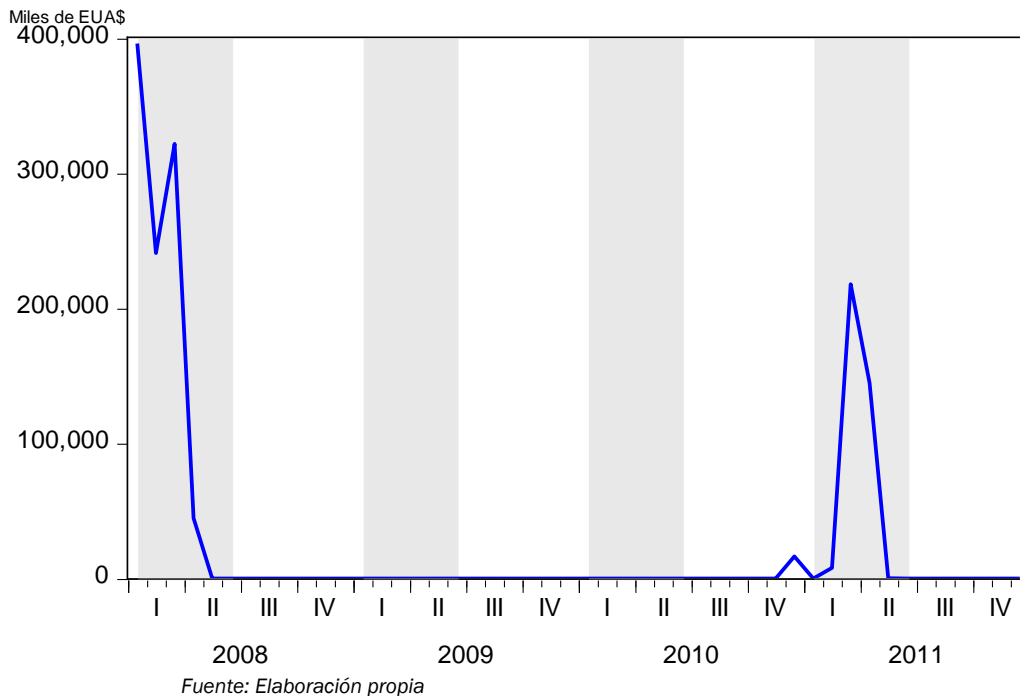
**Gráfico 3. Costa Rica: Evolución de la inflación transable y no transable
Periodo 1997m02-2011m12.**



Sin embargo, la política aplicada por el Banco Central de Costa Rica desde el segundo semestre de 2008 también contribuyó a esta baja de la inflación doméstica, cuando el comportamiento del mercado privado de cambios permitió el aumento de la tasa de interés y una menor presión sobre el déficit operativo de la institución, debido al cese de compras de divisas por parte del Banco Central en el mercado mayorista y la esterilización de la correspondiente expansión monetaria (Gráfico 4)⁷. Asimismo, se cita que se dio un menor traspaso del tipo de cambio a precios (*pass-through*). Todos estos hechos propiciaron la consolidación de menores expectativas inflacionarias (Banco Central de Costa Rica, 2010).

⁷ Las compras de divisas del Banco Central en el mercado mayorista se reanudaron en diciembre de 2010 y entre febrero y mayo de 2011 (Gráfico 4).

Gráfico 4. Costa Rica: Intervención del BCCR en los límites de la banda a tipo de cambio de compra (límite inferior). Periodo 2008m01-2011m12⁸.



Durante 2010 el comportamiento de la inflación se explicó principalmente por la evolución de los precios de los alimentos de origen agrícola y de los servicios regulados, porque no se revelaron excesos de demanda interna, los agregados monetarios y crediticios continuaron creciendo acorde con la variación del producto nominal y hubo una baja inflación importada (la apreciación nominal del colón aplacó el efecto de la inflación internacional sobre la doméstica) (Banco Central de Costa Rica, 2011).

Al cierre del 2011, la evolución de la inflación obedeció fundamentalmente a la caída en el precio de los bienes de origen agrícola y a condiciones macroeconómicas domésticas sin presiones de demanda interna, con relativa estabilidad cambiaria y con agregados monetarios y crediticios creciendo según lo programado. Estos factores atenuaron parcialmente la inflación importada (principalmente aquella asociada al aumento del precio del petróleo y de otras materias primas importadas), la cual revirtió su comportamiento en el año previo (la inflación transable se aceleró durante el primer semestre de 2011, como se muestra en el Gráfico 3).

4. Consideraciones finales.

En el documento se evalúa la hipótesis nula de existencia de un cambio estructural en el nivel de la tasa de inflación interanual en mayo de 2009, fecha a partir de la cual se registran

⁸ Se identifican con zonas sombreadas los primeros semestres de cada año.

consistentemente tasas de un dígito, lo que representa un resultado notable en la historia inflacionaria reciente del país.

Mediante un conjunto de pruebas robustas para contabilizar de manera sistemática posibles cambios estructurales múltiples en series de tiempo estacionarias, se concluye que a la fecha no es posible rechazar dicha hipótesis. Más aún, la evidencia muestra que han ocurrido tres quiebres estructurales adicionales en la evolución de esta variable en las siguientes fechas: en marzo de 1999, mayo de 2004 y julio de 2006.

A partir del cambio estructural más reciente, y según el recuento de los principales hechos y medidas de política económica acontecidas desde esa fecha, ha ocurrido una heterogeneidad de hechos económicos y climáticos, comunes a nivel regional y particulares para Costa Rica, que a veces contribuyeron pero en otras limitaron las medidas de política adoptadas para contener las presiones inflacionarias. En todo caso, y para los efectos de este documento, los resultados apuntan a que el comportamiento consistentemente bajo de la tasa de inflación interanual desde mayo de 2009 ha sido suficiente como para que las pruebas estadísticas detecten un cambio estructural significativo en su comportamiento en esa fecha.

Este resultado es importante si se consideran los beneficios económicos que se derivan de mantener baja y estable la inflación en el mediano y largo plazo.

Por otra parte, y dada la relevancia de la modelación econométrica de la inflación en el ámbito de la banca central, los resultados también sugieren la conveniencia de controlar adecuadamente estos cambios estructurales, para tener parámetros y modelos de proyección de esta variable estables y correctamente especificados.

Finalmente, se muestra la conveniencia de aplicar pruebas sistemáticas para contabilizar por posibles cambios estructurales múltiples en series de tiempo estacionarias, en vez de utilizar pruebas sencillas diseñadas para detectar un solo quiebre estructural.

5. Referencias bibliográficas

- Bai (1997), “*Estimation of a change point in multiple regression models*”, Review of Economic and Statistics 79, 551–563.
- Bai y Perron (1998), “*Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes*”. Econometrica, Vol 66, No1. Pag 47-78 , January
- Bai y Perron (2003), “*Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models*”, Journal of Applied Econometrics, 18, 1, pp. 1-22.
- Banco Central de Costa Rica (2000), “*Memoria anual 1999, El Banco Central de Costa Rica y su participación en la economía nacional*”, División Económica, Banco Central de Costa Rica, marzo.
- Banco Central de Costa Rica (2005), “*Memoria anual 2004, El Banco Central de Costa Rica y su participación en la economía nacional*”, División Económica, Banco Central de Costa Rica, mayo.
- Banco Central de Costa Rica (2006), “*Memoria anual 2006, El Banco Central de Costa Rica y su participación en la economía nacional*”, División Económica, Banco Central de Costa Rica, mayo.
- Banco Central de Costa Rica (2010), “*Memoria anual 2009*”, División Económica, Banco Central de Costa Rica, marzo.
- Banco Central de Costa Rica (2011), “*Memoria anual 2010*”, División Económica, Banco Central de Costa Rica, marzo.
- Banco Central de Costa Rica (2011), “*Revisión Programa Macroeconómico 2011-12*”, División Económica, Banco Central de Costa Rica, julio.
- Chaverri y Torres (2010), “*Dinámica inflacionaria y persistencia en Costa Rica: Periodo 1953-2009*”, Documento de Investigación 02-2010, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, Abril.
- Hendry y Clements (2001), “*Economic forecasting: Some lessons from recent research*”, Technical report, U.K. Economic and Social Research Council.
- Perron (1997), “*Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables*”, Journal of Econometrics, 80, pp. 355-385.
- Rodríguez (2002), “*Modelos estructurales en el contexto de las series temporales económicas*”, Documento de trabajo, Universidad de La Laguna y Universidad de Las Palmas de Gran Canaria.
- Sánchez (2008), “*Cambios estructurales en series de tiempo: una revisión del estado del arte*”, Revista de Ingenierías, Universidad de Medellín, Vol. 7, No. 11, enero-junio 2008, Universidad de Medellín, Colombia.

Zivot y Andrews (1992), "*Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis*" (Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University), *Journal of Business and Economics Statistic*, Vol. 10, No. 3,

6. Anexos

6.1 Prueba de hipótesis para igualdad de medias

Se prueba la hipótesis nula (H_0) de que la media μ de la tasa de inflación interanual en el periodo 1997m02-2009m04 es igual a m , contra la hipótesis alternativa (H_1) de que es diferente de ese valor, donde $m=5,47\%$:

$H_0: \mu=m$

$H_1: \mu \neq m$

Hypothesis Testing for INF
Sample: 1997M02 2009M04
Included observations: 147
Test of Hypothesis: Mean = 5.380000

Sample Mean = 11.35898
Sample Std. Dev. = 1.892569

<u>Method</u>	<u>Value</u>	<u>Probability</u>
t-statistic	38.30310	0.0000

Siendo μ realmente igual a 11,4%, se rechaza H_0 de que su valor sea 5,4%.

A la inversa, se prueba H_0 de que la media μ de la tasa de inflación interanual en el periodo 2009m05-2011m12 es igual a m , contra H_1 de que es diferente de ese valor, donde en este caso $m=11,36\%$:

Hypothesis Testing for INF
Included observations: 32
Test of Hypothesis: Mean = 11.36000

Sample Mean = 5.383438
Sample Std. Dev. = 1.218819

<u>Method</u>	<u>Value</u>	<u>Probability</u>
t-statistic	-27.73877	0.0000

Siendo μ verdaderamente igual a 5,4%, nuevamente se rechaza H_0 de que su valor sea 11,4%.

Anexo 6.2 Pruebas estadísticas del test Bai-Perron op. cit.

La prueba Bai-Perron (2003) es un método para seleccionar sistemáticamente el número de cambios estructurales de una serie de tiempo estacionaria, mediante algoritmos eficientes de estimación. La prueba determina consistentemente sus puntos de cambio, incluyendo intervalos de confianza, mediante una serie de pruebas (Sánchez op. cit.):

SupF(K): Considera la hipótesis nula de ausencia de un quiebre estructural en comparación con la hipótesis alternativa de k quiebres.

UDmax y *WDmax*: Prueban la hipótesis nula de ausencia de quiebres estructurales contra la hipótesis alternativa de existencia de un número desconocido de cambios estructurales. Ambos test evalúan un estadístico F para 1 a 5 quiebres, en donde los puntos de quiebre son seleccionados por la maximización global de la SSR. Los cinco estadísticos F son ponderados de forma similar por el test *UDmax*, mientras que la prueba *WDmax* pondera los estadísticos F de forma tal que los p -valores marginales sean iguales a través del número de quiebres.

supLRt (l+1|l): Parte suponiendo que existen l quiebres (para todo $l = 0,1,\dots$, como hipótesis nula) contra la hipótesis alternativa de que existen $l+1$ cambios. La prueba se basa en la razón de verosimilitud para detectar múltiples quiebres estructurales en la serie, mediante el cálculo secuencial de la diferencia entre la suma de los residuos al cuadrado (SSR) de un modelo lineal (estimado con Mínimos Cuadrados Ordinarios) con un quiebre estructural y la SSR del modelo con $l+1$ quiebres, en el supuesto de que la SSR puede tener un mínimo local cerca de cada punto de quiebre estructural.

Procedimiento Secuencial *supF* (*supF Sequential Procedure*): Inicia identificando un primer cambio estructural significativo a lo largo de la muestra considerada. Entonces ésta es dividida en dos submuestras separadas por la fecha del primer cambio estructural detectado. En cada una de estas submuestra se estima un modelo con un cambio estructural y se elige un segundo punto de cambio estructural significativo (a partir del punto previo), mediante la minimización de la suma de los residuos ajustada del modelo. Posteriormente, la muestra es nuevamente dividida en tres submuestras y un tercer punto de cambio estructural es elegido, como el estimador para el punto anterior, minimizando nuevamente la suma de los residuos ajustada. El proceso continúa hasta que se seleccionan todos los puntos de cambio estructural significativos, según los criterios sugeridos por Bai y Perron: Criterio de Información Bayesiano (*BIC*) y Liu, Wu y Zidek (*LWZ*).

6.3 Pruebas del grado de integración

**Cuadro 4. Pruebas de raíz unitaria usuales para la tasa de inflación interanual
Periodo 1997m02-2011m12**

Opción	ADF		PP		KPSS
	Estadístico	Valor <i>p</i>	Estadístico	Valor <i>p</i>	Estadístico
CCCT	-2.627275	0.2688	-2.064822	0.2593	0.179871*
SCCT con int	-2.204173	0.2056	-2.450706	0.3523	0.530484**
SCST	-1.235378	0.1986	-1.312875	0.1745	

* (**) Valores críticos al 1%, 5% y 10%: 0.216; 0,146; 0.119 (0.739; 0.463; 0.347)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 5. Pruebas de raíz unitaria robustas ante cambios estructurales

	1997m02-2011m12		2001m09-2011m12		2006m09-2011m12	
Prueba Zivot y Andrews (Z&A)						
	Cambio en Intercepto	Cambio en Intercepto y tendencia	Cambio en Intercepto	Cambio en Intercepto y tendencia	Cambio en Intercepto	Cambio en Intercepto y tendencia
Estadístico	-4.88016*	-4.43576	-3.92856	-4.22317	-4.06963	-4.44196
Fecha de quiebre	2009m05	2008m04	2008m12	2012m01	2012m01	2017m02
Valores críticos:						
1%	-5.34	-5.57	-5.34	-5.57	-5.34	-5.57
5%	-4.8	-5.08	-4.8	-5.08	-4.8	-5.08
10%	-4.58	-4.82	-4.58	-4.82	-4.58	-4.82
Prueba Perron (PP97)						
Estadístico	-4.81446	-4.52372	-3.88406	-4.17471	-4.07006	-4.41134
Fecha de quiebre	2009m02	2008m02	2008m10	2011m11	2012m05	2016m12
Valores críticos:						
1%	-5.7	-6.21	-5.68	-5.86	-5.68	-5.86
5%	-5.1	-5.55	-5.05	-5.19	-5.05	-5.19
10%	-4.82	-5.25	-4.77	-4.88	-4.77	-4.88

Fuente: elaboración propia.