



DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 007 | 2009

Evaluación del modelo lineal de pass-through para la proyección de inflación dentro del régimen de banda cambiaria

Adolfo Rodríguez Vargas

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

Evaluación del modelo lineal de *pass-through* para la proyección de inflación dentro del régimen de banda cambiaria

Adolfo Rodríguez Vargas*

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

Resumen

El presente estudio cumple dos objetivos principales. En primer lugar, se realiza una revisión de uno de los modelos que el Banco Central de Costa Rica (BCCR) ha utilizado para la proyección de la inflación a corto y mediano plazo, que incluye en su especificación una serie de determinantes macroeconómicos del *pass-through*. Este modelo se estimó con datos correspondientes a un período de relativa estabilidad en el tipo de cambio. Sin embargo, el paso de un régimen cambiario de paridad ajustable a uno de banda cambiaria en octubre de 2006 ha implicado un incremento en la volatilidad del tipo de cambio nominal. Así pues, en este estudio se lleva a cabo una reestimación y evaluación de dicho modelo de *pass-through*, de manera que se considere el efecto del traspaso del tipo de cambio a los precios así como la volatilidad del tipo de cambio observada durante el régimen de banda cambiaria. El segundo objetivo del estudio es explorar la estabilidad de los coeficientes estimados, con particular énfasis en el coeficiente de traspaso, con el fin de discernir si la entrada en vigencia del régimen de banda cambiaria ha afectado la evolución del efecto traspaso.

La nueva especificación de este modelo de inflación, que incluye explícitamente una medida de la volatilidad del tipo de cambio, presenta coeficientes significativos tanto a nivel individual como a nivel global y residuos que superan satisfactoriamente las pruebas usuales. Dentro de este modelo el coeficiente de *pass-through* se estimó en cerca de 0.05 en el corto plazo y 0.36 a largo plazo.

El análisis de estabilidad sugiere que ha habido una disminución en el coeficiente del *pass-through* que coincide con el período de banda cambiaria. Al mismo tiempo, se encontró que la importancia de la volatilidad del tipo de cambio dentro de la regresión se ha incrementado notoriamente a lo largo del período en el que el nuevo régimen ha estado vigente. La velocidad del ajuste de la inflación a perturbaciones en la variación cambiaria, sin embargo, se ha mantenido relativamente estable durante la mayor parte de dicho período. Además, se encontró evidencia de que la volatilidad del tipo de cambio está correlacionada negativamente con el coeficiente de *pass-through*, lo cual es una posibilidad considerada por la teoría, y de que esa correlación no es espuria.

Palabras clave: *Pass-through*, Proyección de inflación, Régimen de banda cambiaria.

Clasificación JEL: E31, E58.

* Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. rodriguezva@bccr.fi.cr

Evaluation of the Linear Model of Pass-Through for Inflation Forecasting within the Crawling Band Regime

Adolfo Rodríguez Vargas[†]

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

Abstract

This study aims to fulfill two main goals. First, we revise one of the models used by the Central Bank of Costa Rica for forecasting short and medium-term inflation, which includes in its specification several macroeconomic determinants of pass-through from exchange rate to prices. This model was estimated with data from a sample with relative stability in the exchange rate. However, the switch from a crawling peg regime to a crawling band regime in October 2006 has brought about an increase in the volatility of the nominal exchange rate. Hence, in this study we carry out a new estimation and evaluation of the model, in order to consider the effect of the pass-through to prices as well as the exchange rate volatility observed during the period of the crawling band. The second goal of the study is to explore the stability of the estimated coefficients to elucidate whether the change to a crawling band regime has affected the evolution of the pass-through effect.

The estimated coefficients in the new specification for this model of inflation, which explicitly includes a measure of exchange rate volatility, are all individually and globally significant, and the regression residuals pass all the usual tests. In this model, the pass-through coefficient was estimated to be 0.05 in the short run and 0.36 in the long run.

Stability analysis suggests that there has been a decrease in the pass-through coefficient which coincides with the crawling band period. At the same time, it was found that the significance of the exchange rate volatility in the regression has increased notably during the months in which the new regime has been in effect. The velocity of adjustment of inflation to impulses in the exchange rate variation, however, has remained stable during most of such period. Furthermore, evidence was found that the exchange rate volatility is negatively correlated with the pass-through coefficient, a possibility considered by the theory, and that such correlation is not spurious.

Key words: Pass-through, Inflation projection, Exchange rate system.

JEL codes: E31, E58.

[†] Department of Economic Research. Email address. rodriguezva@bccr.fi.cr

CONTENIDO

1	INTRODUCCIÓN.....	1
2	DETERMINANTES DEL PASS-THROUGH.....	1
2.1	Pass-through	2
2.2	Determinantes del grado de pass –through	2
3	REDEFINICIÓN DEL MODELO LINEAL DE PASS-THROUGH	6
3.1	Introduciendo la volatilidad del tipo de cambio	6
3.2	Proceso de elección de la especificación óptima.....	8
3.3	Resultados de la nueva estimación.....	9
4	¿HA DISMINUIDO EL COEFICIENTE DE PASS-THROUGH?	13
4.1	Estabilidad paramétrica en el modelo estimado	13
4.2	Análisis mediante regresiones recursivas.....	14
5	CONCLUSIONES.....	20
6	BIBLIOGRAFÍA.....	21
7	ANEXOS	24
7.1	Anexo 1	24
7.2	Anexo 2	27
	Reestimación con información a 2009.....	27
7.3	Anexo 3	31
7.4	Anexo 4	32
7.5	Anexo 5	33
7.6	Anexo 6	37
7.7	Anexo 7	37

1 INTRODUCCIÓN

Uno de los modelos que el Banco Central de Costa Rica (BCCR) utiliza para la proyección de la inflación a corto y mediano plazo se deriva del estudio *“El pass-through del tipo de cambio: un análisis para la economía costarricense de 1991 a 2001”*, de León, Morera y Ramos (2001). Estos autores derivan un modelo de inflación que incluye en su especificación una serie de determinantes macroeconómicos del pass-through¹.

Este modelo se estimó con datos correspondientes a un período de relativa estabilidad en el tipo de cambio. Sin embargo, con la entrada en vigencia del sistema de banda cambiaria el comportamiento de esta variable se ha vuelto más volátil, por lo que se considera oportuno realizar una revisión de este modelo.

Así pues, el principal objetivo de este estudio es obtener un modelo para la proyección de la inflación que considere el efecto del traspaso del tipo de cambio a los precios y la volatilidad del tipo de cambio reflejada a partir de la entrada en vigencia del régimen de banda cambiaria. Si bien el objetivo de este trabajo no es realizar un estudio del traspaso del tipo de cambio a precios, sí se realiza una primera aproximación a este fenómeno como un punto de partida para un estudio más detallado.

Este documento se estructura como sigue: en la siguiente sección se realiza una exposición sucinta del concepto y determinantes del pass-through; en la sección 3 se presenta una reestimación del modelo lineal de pass-through para Costa Rica, en el que se toma en cuenta la volatilidad cambiaria, mientras que la sección 4 explora la estabilidad de los coeficientes estimados, con particular énfasis en el coeficiente de traspaso. Finalmente, en la sección 5 se realizan algunos comentarios conclusivos.

2 DETERMINANTES DEL PASS-THROUGH

En esta sección se hace un breve repaso del concepto de pass-through, de su fundamentación teórica y de algunos factores que se suelen citar dentro de sus determinantes.

¹ La especificación de este modelo fue revisada en Castrillo y Laverde (2008)

2.1 Pass-through

En general, el *pass-through*, o traspaso de tipo de cambio a precios, se puede definir como el efecto de una perturbación en el tipo de cambio sobre la variación de los precios domésticos, y se fundamenta en teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA). La variante más conocida de la PPA corresponde a la *ley de un solo precio*, que estipula que si existe competencia perfecta en el mercado doméstico y en el internacional, el precio doméstico (P_d) de un bien debería ser igual a su precio externo (P_e) multiplicado por el tipo de cambio nominal (E):

$$P_d = P_e \cdot E \quad (1.1)$$

Bajo estas condiciones, si el precio externo permanece fijo, el *pass-through* sería del 100% pues cualquier variación en el tipo de cambio se traslada totalmente al precio doméstico. No obstante, la ley de un solo precio no considera mercados no competitivos, diferencias en la homogeneidad de los bienes o la existencia de impuestos y costos de transporte. Así pues, la literatura empírica sobre el tema ha encontrado que la PPA se cumple únicamente en el muy largo plazo o en entornos hiperinflacionarios², por lo que en el corto y mediano plazo es de esperar que el traspaso de tipo de cambio a precios sea incompleto.

2.2 Determinantes del grado de pass-through

Como se ha anotado, variaciones en el tipo de cambio nominal usualmente no se trasladan totalmente a los precios internos en el corto y mediano plazo. En la literatura sobre el tema se ha propuesto una serie de factores microeconómicos y macroeconómicos para explicar la magnitud y evolución de ese traspaso³. Dado que el presente trabajo parte del modelo de *pass-through* estimado por el BCCR, y que dicho modelo se basa en determinantes macroeconómicos, se reseña a continuación algunos de los determinantes más destacados de ese tipo⁴.

² Ver Froot y Rogoff (1995), Menon (1995) y Rogoff (1996) para una revisión de la literatura sobre el tema.

³ Campa y Goldberg (2005), por ejemplo, evalúan ambos tipos de determinantes para países de la OECD.

⁴ Como referencia, algunos factores microeconómicos que suelen citarse son el grado de concentración en el mercado, el nivel de penetración de firmas extranjeras en el mercado doméstico, la intensidad de la dependencia de insumos importados en la producción o la existencia de sustitutos domésticos para los bienes importados.

a- Nivel de inflación de la economía

Se ha documentado que conforme el nivel de la inflación desciende, disminuye así mismo el grado de pass-through. Taylor (2000) argumenta que en una economía con inflación baja los choques en costos son percibidos como transitorios, por lo que los agentes no modifican sus precios. De esta manera, el pass-through es determinado por la persistencia percibida de los cambios en costos, la cual se ve influida por la persistencia de la inflación, que a su vez se encuentra correlacionada con el nivel de inflación.

b- Desalineamiento cambiario

Goldfajn y Valdés (1999) encontraron que apreciaciones considerables en el tipo de cambio real con respecto a su valor natural generalmente se revierten por medio de devaluaciones nominales. Estas devaluaciones no necesariamente generarán mayor inflación pues la sobrevaluación podría eliminarse mediante un ajuste en el precio relativo de los bienes transables con respecto a los no transables, devolviendo el tipo de cambio real a su valor natural. Sin embargo, si existen depreciaciones de importancia que no se fundamentan en la necesidad de un ajuste en los precios relativos, dicha depreciación generalmente se revertiría mediante mayor inflación (ver Goldfajn y Gupta, 1999)⁵.

c- Incertidumbre sobre evolución de la demanda agregada

Mann (1986) indica que cambios en la demanda agregada, aunados a fluctuaciones en el tipo de cambio, afectarían los márgenes de ganancia de los importadores en un ambiente no competitivo, y que ello podría reducir su capacidad para trasladar variaciones en el tipo de cambio a los precios. En este sentido, es razonable esperar que el pass-through fuese menor cuando la demanda agregada, aproximada por medio de la brecha del producto, presenta mayores variaciones.

d- Apertura comercial

Conforme aumenta el peso de las importaciones y las exportaciones en la economía, es de esperar que el efecto sobre los precios de una variación en el tipo de cambio también aumente. El efecto de la apertura comercial sobre la magnitud del pass-through depende crucialmente del grado de participación de firmas extranjeras en el mercado doméstico, que es uno de los determinantes microeconómicos más citados en la literatura (ver, por ejemplo, Dornbusch, 1987). Debe aclararse

⁵ Una moneda sobrevaluada implica una pérdida de competitividad que genera déficit insostenibles en cuenta corriente y pérdida de reservas, lo que genera presiones inflacionarias.

que trabajos como Romer (1993) han mostrado una correlación negativa entre la apertura y el nivel de inflación.

e- Rigidez en precios nominales (sticky prices)

Se ha argumentado que la existencia de rigidez en los precios nominales a nivel de consumidor, derivada de contratos salariales traslapados o de costos de ajuste en precios, podría redundar en un menor nivel de pass-through⁶. La intuición es que la existencia de costos de ajuste haría que los agentes se mostraran menos dispuestos a incorporar a los precios finales las variaciones en el tipo de cambio. Devereux y Yetman (publicación pendiente), por ejemplo, desarrollan un modelo teórico de pass-through para una economía abierta a partir del cual derivan un coeficiente de traspaso que se encuentra determinado principalmente por el nivel de rigidez en los precios y por choques reales (tecnológicos). En el modelo las empresas fijan sus precios en forma dependiente del tiempo (*time-dependent*), lo que implica el supuesto de que existen costos de ajuste que hacen a las firmas aversas a cambios frecuentes de precio.

f- Fijación de precios mediante márgenes (markups)

Si las empresas fijan el precio sus bienes estableciendo un margen sobre el costo marginal de producirlos, es posible que variaciones en el tipo de cambio que afecten sus costos produzcan variaciones en el nivel de dichos márgenes. Por ejemplo, un incremento en costos podría hacer que las empresas reduzcan sus márgenes de ganancia para reducir el impacto sobre el precio final. Entre los primeros estudios en explorar esta posibilidad se encuentra Mann (1986). Esto se ha considerado una explicación de la existencia de pass-through incompleto en el caso de choques en el tipo de cambio que afecten costos. Como ilustración, en un estudio reciente para la industria del café Nakamura y Zerom (2009) encuentran que en el largo plazo, la reducción de los márgenes ante aumentos en los costos es sustancial (en promedio, por un factor de 1/3), lo que se asocia con un coeficiente de pass-through de largo plazo de alrededor de 0.33.

g- Volatilidad del tipo de cambio

Mann (1986) comenta que mayor volatilidad en el tipo de cambio podría hacer que los importadores se muestren más recelosos a cambiar precios y estén más dispuestos a ajustar sus márgenes de ganancia, reduciendo con ello la magnitud del pass-through. La indisposición de las empresas a cambiar precios podría deberse a la existencia de costos de menú o al temor de que frecuentes ajustes en el precio les hagan perder participación en el mercado. Así pues, es de esperar que mayor

⁶ Ver, por ejemplo, Engel (2002). Nakamura y Zerom (2009), sin embargo, no encuentran evidencia de que los costos de menú sean importantes para determinar el pass-through de largo plazo.

volatilidad en el tipo de cambio implique un menor coeficiente de pass-through. Estudios de Wei y Parsley (1995) y de Engel y Rogers (1998) encuentran evidencia empírica de esta relación.

Por consiguiente, puede argumentarse que el régimen cambiario de una economía puede tener efecto sobre el grado de traspaso de las variaciones del tipo de cambio a los precios. Así por ejemplo, esquemas en los que el tipo de cambio es más estable contribuirían a la existencia de niveles superiores de pass-through en comparación con esquemas que propician un tipo de cambio más volátil.

Por otra parte, como señalan Minella *et al* (2003), mayor volatilidad en el tipo de cambio podría generar revisiones frecuentes de las expectativas inflacionarias que podrían afectar la tasa de inflación propiamente. Esta consideración es especialmente relevante si existe historia de sostenidos aumentos en el tipo de cambio, como en el caso de Costa Rica bajo el régimen de paridad ajustable (minidevaluaciones). Adicionalmente, Minella *et al* (2003) encuentran que para el caso de Brasil, las presiones inflacionarias derivadas de mayor volatilidad cambiaria se asocian más con el tamaño de las depreciaciones que con la magnitud del coeficiente de pass-through.

No obstante su preeminencia en la literatura, la volatilidad cambiaria no ha sido incluida en las estimaciones del modelo de pass-through realizadas por el BCCR, en parte debido a la relativa estabilidad del tipo de cambio nominal bajo el régimen de paridad ajustable. Como se ha mencionado, dado que el sistema de banda cambiaria ha estado operando desde octubre de 2006, uno de los objetivos de este trabajo es evaluar los efectos de la volatilidad cambiaria sobre la magnitud y evolución del coeficiente de traspaso.

h- Magnitud y dirección de las variaciones del tipo de cambio

Cambios grandes en el tipo de cambio nominal implican cambios grandes en los costos, por lo que existiría un mayor incentivo para las empresas a ajustar sus precios. En vista de esto, es probable que la magnitud de los cambios en el tipo de cambio influya en el grado de pass-through. Adicionalmente, es razonable suponer que existe un mayor incentivo para las empresas a ajustar sus precios ante un aumento en el tipo de cambio que ante una disminución en él. La existencia de este tipo de asimetrías en el pass-through en Costa Rica se encuentra actualmente en estudio en el Departamento de Investigación Económica del BCCR.

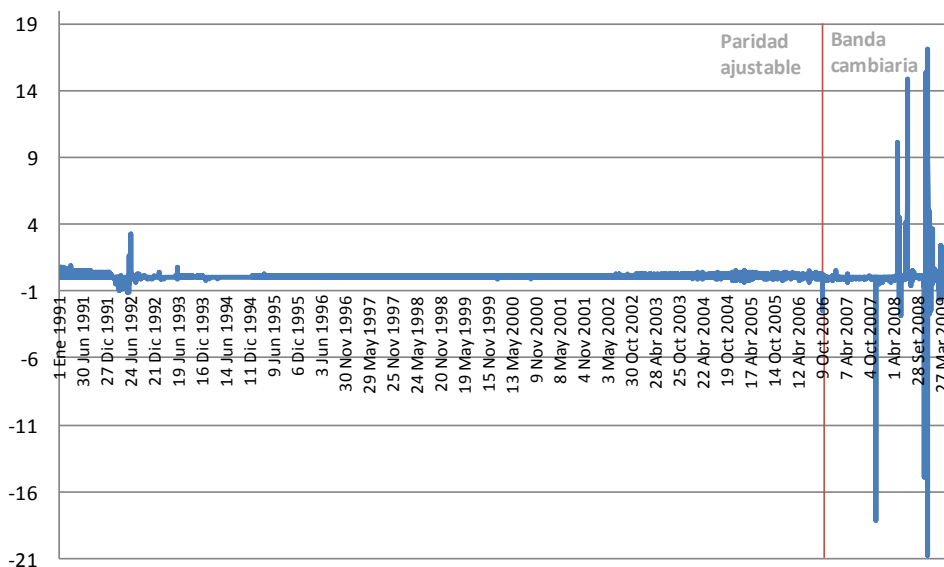
3 REDEFINICIÓN DEL MODELO LINEAL DE PASS-THROUGH

En esta sección se presentan los resultados de una revisión del modelo lineal de pass-through para Costa Rica, realizada partiendo del modelo estimado en León et al (2001) y validado en Castrillo y Laverde (2008)⁷.

3.1 Introduciendo la volatilidad del tipo de cambio

Como se mencionó en la sección 2, la literatura usualmente cita la volatilidad del tipo de cambio como un determinante del grado de pass-through en la economía. Ahora bien, el paso de un régimen cambiario de paridad ajustable a uno de banda cambiaria, en octubre de 2006, ha implicado un incremento en la volatilidad del tipo de cambio nominal, especialmente a partir de los primeros meses de 2007, como puede inferirse del gráfico 1. Dado que la especificación vigente del modelo de pass-through dejó de resultar adecuada cuando se actualizó con más datos del período de banda cambiaria, esto da pie para suponer que dicha especificación no está capturando adecuadamente el efecto de la volatilidad cambiaria que se observa bajo el régimen actual.

Gráfico 1
Tipo de cambio de referencia
(Variación diaria)
Promedio compra - venta
1ero enero 1991 - 31 julio 2009



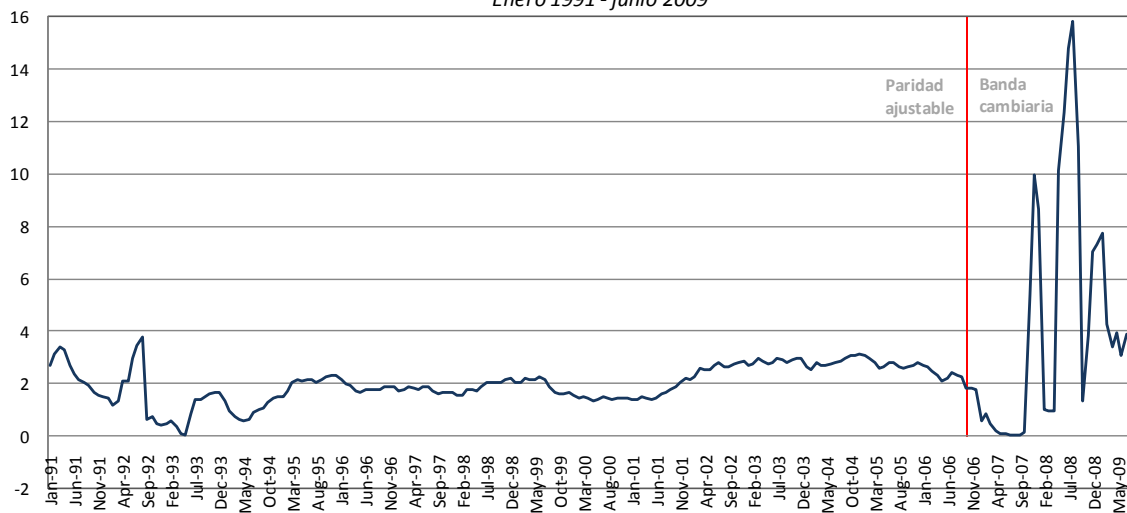
⁷ El modelo original de pass-through pierde vigencia al reestimarse con información actualizada al año 2009, tal como se comenta en el anexo 2.

Por consiguiente, con el fin de mejorar la estimación de este modelo, se considera razonable introducir en la especificación alguna medida de la volatilidad del tipo de cambio nominal. Como alternativas se decidió considerar variantes de la desviación estándar del tipo de cambio de referencia diario, promedio compra-venta, calculadas para los j días anteriores al final del mes, con $j=30, 90, 180$ y 360 . El gráfico 2 muestra la evolución de la medida de variabilidad para $j=90$. Las demás medidas muestran un comportamiento similar.

La motivación de utilizar desviaciones estándar móviles calculadas a partir de datos diarios se basa en la posibilidad de que los agentes económicos tiendan a tomar en cuenta datos relativamente actualizados en el tipo de cambio, además de que la longitud del período de referencia relevante podría variar de un plazo muy corto (30 días) a uno más largo (360 días). Así por ejemplo, si ha habido variaciones frecuentes en el tipo de cambio en el pasado reciente, las empresas podrían mostrarse reacias a modificar sus precios, reduciendo así el grado de pass-through.

Gráfico 2
Desviación estándar tipo de cambio promedio de referencia BCCR
(90 días)

Enero 1991 - junio 2009



En las siguientes secciones se expone el procedimiento y los resultados de la estimación de la nueva especificación del modelo lineal, que incluye la volatilidad cambiaria.

3.2 Proceso de elección de la especificación óptima

a- Variables consideradas

La especificación básica del modelo a estimar tiene la forma general:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \pi_{t-k_1} + \beta_2 \cdot \dot{e}_{t-k_2} + \beta_3 \cdot q_{t-k_3}^b + \beta_4 \cdot y_{t-k_4}^b + \beta_5 \cdot aper_{t-k_5} + \beta_6 \cdot volat_{t-k_6}^j + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

donde k_i indica el rezago óptimo con el que entra cada variable en la especificación y j el período para el cual se calculó el indicador de volatilidad cambiaria. En ella, π_t es la inflación; \dot{e}_t es la variación del tipo de cambio nominal; q_t^b es la desalineación del tipo de cambio real, medida como la diferencia logarítmica entre el índice del tipo de cambio real (ITCER) y su nivel de tendencia estimado con el filtro de Hodrick-Prescott (HP); y_t^b es la brecha del producto, medida como la diferencia logarítmica entre el índice mensual de actividad económica (IMAE) y su nivel de tendencia estimado con el filtro HP; $aper_t$ es el grado de apertura de la economía, medido como la suma de importaciones y exportaciones como proporción del PIB y $volat_t^j$ es una de las medidas de volatilidad cambiaria referidas en la sección 3.1⁸. Todas las series, excepto la de volatilidad, se consideraron con ajuste por estacionalidad y sin él⁹.

Para inflación y variación del tipo de cambio se generaron series a partir de variaciones interanuales, mensuales, trimestrales y semestrales del Índice de Precios al Consumidor y del tipo de cambio nominal promedio de referencia. Todas las variaciones se consideraron en sus versiones simples y anualizadas. Por consiguiente, se manejó un total de 14 versiones de cada una de estas dos variables.

b- Elección de la especificación óptima

La elección de la especificación óptima se llevó a cabo mediante el mismo método que en Castrillo y Laverde (2008). Se estimó mediante mínimos cuadrados ordinarios una serie de variantes de la ecuación (3.1), que incluyeron combinaciones de todas las versiones de las variables: con desestacionalización y sin ella, para variaciones interanuales, mensuales, trimestrales y semestrales, tanto simples como anualizadas. Además, se consideraron todas las combinaciones de 1 a 6 meses

⁸ Adicionalmente, en la estimación se incluyen tres variables dicotómicas para controlar por valores fuera de serie identificados al analizar los residuos de la regresión y que se encuentran en julio de 1992, y julio y octubre de 1995. La estimación se realiza corrigiendo por autocorrelación de primer orden.

⁹ Se realizaron pruebas de raíz unitaria a todas las series utilizadas, siguiendo el procedimiento sugerido en Castrillo y Rodríguez (2009), y en todos los casos fue posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.

de rezago para todas las variables y se agregó un ajuste por autocorrelación AR(1). Adicionalmente se incluyeron tres variables dicotómicas, como se indica en la nota 4¹⁰.

De esta forma, se estimaron especificaciones con todas las posibles combinaciones de variables y rezagos y se extrajo de ellas la información necesaria para su evaluación. Los criterios para la selección de la especificación óptima fueron:

- Signo del coeficiente para cada variable congruente con el esperado según la teoría económica.
- Coeficiente significativo para cada una de las variables explicativas incluidas.
- Minimización del criterio de información de Schwarz y R^2 elevado.
- Resultados satisfactorios en las pruebas de diagnóstico usuales para regresiones con mínimos cuadrados ordinarios (normalidad, autocorrelación, heterocedasticidad, especificación).

3.3 Resultados de la nueva estimación

Tras calcular gran cantidad de especificaciones y evaluar el cumplimiento de los criterios de selección expuestos en la sección anterior, se encontró que la nueva especificación óptima del modelo lineal de pass-through es la que figura en el cuadro 1.

¹⁰ Este proceso se encuentra programado en Eviews 6.0.

Cuadro 1
Nueva especificación para modelo lineal de pass – through
Ene-1991 – may-2009

Variable	Coeficiente	Valor p
Constante	0.0141	0.0077
π_{t-1}	0.8663	0.0000
\dot{e}_{t-5}	0.0477	0.0460
q_{t-3}^b	0.1474	0.0000
y_{t-3}^b	0.2191	0.0010
$aper_{t-4}$	-0.0132	0.0293
$volat_t^{90}$	0.0007	0.0129
R ²		0.9262
R ² ajustado		0.9221
Criterio de informac. de Akaike		-7.1368
Criterio de informac. de Schwarz		-6.9449
Criterio de informac. de Hannan-Quinn		-7.0592
Estadístico F		224.7175
Valor p de estadístico F		0.0000
Muestra (ajustada):	ene-1992 - may-2009	

En primer lugar, debe destacarse que la especificación seleccionada de nuevo considera variaciones semestrales simples en las medidas de inflación y variación del tipo de cambio. Con respecto a la magnitud de los coeficientes, el hecho de mayor interés es la disminución de cerca de un punto porcentual en el coeficiente de pass-through de corto plazo, de 0.0588 a 0.0477. Esta nueva estimación supone un coeficiente de largo plazo de 0.357¹¹. El coeficiente de largo plazo indica el efecto total sobre la inflación de un cambio en la variación del tipo de cambio. En este caso, un aumento de 1 punto porcentual en la variación cambiaria produciría finalmente un incremento de 0.357 puntos porcentuales en la inflación. Ver anexo 1 para más detalles.

La especificación sigue incluyendo el primer rezago de la inflación, y los rezagos óptimos para las variables de brecha y la apertura de nuevo se mantienen en el rango de 3-4. Sin embargo, el rezago óptimo para el coeficiente de pass-through aumenta del cuarto al quinto. La variable de volatilidad

¹¹ El Anexo 1 presenta la forma de cálculo del coeficiente de largo plazo para el modelo lineal, aplicada en León et al (2001), Castrillo y Laverde (2008) y en este estudio.

del tipo de cambio seleccionada, que entra contemporáneamente en la especificación, corresponde a la calculada considerando los 90 días previos al final del mes corriente.

Puede apreciarse que la regresión estimada es globalmente significativa y que todos los coeficientes estimados son significativos al 5%¹². Sin embargo, es muy importante mencionar que no fue posible obtener especificaciones con todos los coeficientes significativos a menos que se incluyera una variable de volatilidad. Esto sugiere que bajo el sistema cambiario actual la volatilidad del tipo de cambio se ha tornado en una variable muy relevante para la especificación de un modelo de pass-through en Costa Rica.

Se realizaron pruebas de variable redundante para las regresoras y en todos los casos se rechazó la hipótesis de que la variable considerada no aumentaba significativamente el ajuste de la regresión, lo cual debe destacarse en el caso de la variable de volatilidad, que es nueva en la especificación. Adicionalmente, al realizar la prueba RESET de Ramsey con dos términos ajustados no es posible rechazar la hipótesis nula de correcta especificación del modelo (ver Anexo 3 para resultados de ambas pruebas).

Con el fin de obtener una idea de la importancia relativa del efecto de cada variable explicativa sobre la variable dependiente, se reestimó la nueva especificación utilizando las variables en su versión estandarizada. Los resultados figuran en el cuadro 2. Recuérdese que en este caso los coeficientes estimados indican el cambio esperado de la variable dependiente, en unidades de desviación estándar, ante un cambio de una desviación estándar en la regresora correspondiente.

¹² Recuérdese que este caso el signo y magnitud de los coeficientes asociados a las variables independientes indican la relación con el nivel de inflación y no con el nivel del pass-through, que viene dado por el coeficiente para \dot{e}_{t-5} .

Cuadro 2
Nueva especificación para modelo lineal de pass – through
Coefficientes estandarizados

Variable	Coeficiente	Valor p
π_{t-1}^{st}	0.8425	0.0000
\dot{e}_{t-5}^{st}	0.0702	0.0272
$q_{t-3}^b \text{ }^{st}$	0.1254	0.0000
$y_{t-3}^b \text{ }^{st}$	0.0982	0.0006
$aper_{t-4}^{st}$	-0.0556	0.0322
$volat_t^{90 \text{ } }^{st}$	0.0597	0.0172

Dos resultados deben destacarse. En primer lugar, la estandarización de los coeficientes permite apreciar que el peso relativo de la variable de volatilidad no es muy distinto al de la apertura, la brecha de producto y la variación del tipo de cambio¹³. En segundo lugar, es claro que la variable con mayor peso relativo es el primer rezago de la inflación, lo cual sugiere algún grado de persistencia en el comportamiento de la inflación en Costa Rica.

En resumen la nueva especificación, que considera explícitamente una medida de la volatilidad del tipo de cambio presenta coeficientes significativos tanto a nivel individual como a nivel global y los residuos estimados superan satisfactoriamente las pruebas de normalidad, autocorrelación y heterocedasticidad. Así pues, la especificación propuesta luego del análisis anterior es la siguiente:

$$\pi_t = 0.0141 + 0.8663 \cdot \pi_{t-k_1} + 0.0477 \cdot \dot{e}_{t-5} + 0.1474 \cdot q_{t-3}^b + 0.2191 \cdot y_{t-3}^b - 0.0132 \cdot aper_{t-4} + 0.0007 \cdot volat_t^j$$

Con el fin de evaluar la idoneidad del modelo para la predicción, en la siguiente sección se realiza un análisis de la estabilidad de los coeficientes estimados, con particular énfasis en el grado de estabilidad del coeficiente de pass-through, con el fin de determinar si durante el período de banda cambiaria ha ocurrido una disminución en su magnitud.

¹³ Se realizó pruebas de Wald para las hipótesis de igualdad en la magnitud del coeficiente de volatilidad y del coeficiente de la apertura, de la brecha del producto y de la variación del tipo de cambio, respectivamente, y en ningún caso se rechazó dicha hipótesis (valores p de 0.89, 0.31 y 0.76).

4 ¿HA DISMINUIDO EL COEFICIENTE DE PASS-THROUGH?

4.1 Estabilidad paramétrica en el modelo estimado

Un primer paso para determinar si el coeficiente de pass-through ha sufrido cambios es realizar pruebas generales de estabilidad paramétrica al nuevo modelo estimado. Dos de las pruebas más utilizadas para ello son las llamadas CUSUM y CUSUM-Q, desarrolladas por Brown, Durbin y Evans (1975) ante la necesidad de pruebas de estabilidad de forma general. Ambas pruebas se basan en la suma acumulada de los residuos recursivos¹⁴ y básicamente consisten en una gráfica del estadístico de prueba basado en dicha suma, junto con sus líneas de significancia al 5%. Si la línea para el estadístico se sale del área comprendida entre las líneas de significancia, eso indicaría inestabilidad paramétrica. Sin embargo, se ha demostrado que la prueba CUSUM básicamente es una prueba para detectar inestabilidad solo en el intercepto de la regresión, mientras que la CUSUM-Q puede considerarse una prueba para detectar inestabilidad en la variancia del error de regresión. Ver Krämer, Ploberger y Alt (1988) y Ploberger y Krämer (1990).

Debido a que el interés en este trabajo es determinar si existe evidencia de inestabilidad en uno de los coeficientes de pendiente, el de pass-through, se decidió utilizar una prueba con mayor poder para detectar inestabilidad en todos los coeficientes de la regresión.

Así pues, la prueba general propuesta por Hansen (1992), ampliamente utilizada, presenta varias características que vuelven atractiva su aplicación en este estudio. En primer lugar, a diferencia de otras pruebas de inestabilidad, puede aplicarse para cualquier modelo econométrico, y no solamente en el caso de estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios. Esto es una ventaja por cuanto la regresión de interés fue estimada con corrección por autocorrelación de primer orden. En segundo lugar, la prueba puede realizarse tanto para regresiones estáticas como dinámicas, por cuanto no se requiere un tratamiento especial de regresoras que son rezagos de la variable dependiente (como π_{t-1} en este estudio). Debe enfatizarse, sin embargo, que se prueba únicamente la hipótesis nula de constancia en todos los parámetros versus la hipótesis de que siguen un proceso de “martingale”, lo cual incluye tanto quiebres estructurales en fechas desconocidas como parámetros que siguen una caminata aleatoria. Además, la prueba no está diseñada para determinar la fecha de quiebres estructurales.

¹⁴ Los residuos recursivos se obtienen de regresiones recursivas, en las que la ecuación es estimada repetidamente, utilizando subconjuntos crecientes de los datos muestrales. En la sección 4.2 se presenta una explicación más detallada.

La prueba calcula un estadístico conjunto para probar la hipótesis de estabilidad general en los coeficientes, así como estadísticos individuales para cada coeficiente. Hansen (1992, p.523), sugiere precaución en la interpretación de estos últimos e indica que cuando se ha estimado un número importante de coeficientes, el estadístico conjunto sería una guía más confiable para determinar la presencia de inestabilidad.

En el Anexo 6.4 se presentan los resultados de la aplicación de la prueba de Hansen en la regresión para la nueva especificación óptima del modelo lineal pass-through. Como puede apreciarse, el estadístico conjunto es significativo para cualquier nivel de significancia razonable, lo que sugiere inestabilidad en los parámetros estimados. Debe también destacarse que el estadístico para la variación del tipo de cambio es el segundo en magnitud entre los estadísticos individuales.

Adicionalmente, se realizaron otras pruebas de estabilidad paramétrica que determinasen endógenamente posibles puntos de quiebre, cuyos resultados figuran en el Anexo 5. En primer lugar, se realizó la prueba de estabilidad paramétrica de Andrews y Quandt para un único cambio estructural (Andrews, 1993; y Andrews y Ploberger, 1994). El estadístico conjunto nuevamente indica el rechazo de la hipótesis de estabilidad en los coeficientes estimados¹⁵. Sin embargo, las fechas de quiebre más probables sugeridas por la prueba, tanto para los coeficientes individuales como la prueba conjunta, no son cercanas al período de banda cambiaria. En segundo lugar, mediante la prueba de Bai y Perron (2003), que permite la determinación de múltiples quiebres estructurales, tampoco fue posible ubicar fechas de quiebre estructural correspondientes al período de banda cambiaria. No obstante, debe tomarse en cuenta que estas pruebas se realizaron con una muestra que incluía únicamente 30 meses del período de banda cambiaria, de un total de 210 meses. Por ello, las fechas de quiebre estimadas deberían interpretarse con cautela. Ver Anexo 5 para más detalles sobre estas pruebas.

4.2 Análisis mediante regresiones recursivas

Con el fin de obtener indicios sobre la evolución de los parámetros estimados se realizaron estimaciones recursivas del modelo lineal de pass-through. Este método consiste en realizar sucesivas estimaciones de la ecuación de interés, utilizando muestras cada vez mayores. Típicamente, el tamaño de muestra utilizado en cada estimación sucesiva aumenta en un período. La escogencia del tamaño de muestra inicial puede basarse en el número de parámetros a estimar o

¹⁵ Como se detalla en el anexo 5, la prueba de Andrews-Quandt se basa en una sucesión de pruebas de quiebre estructural de Chow. Debido a esto no se presentan pruebas de Chow por separado.

en algún otro criterio, como la utilización de un porcentaje mínimo de la muestra en todas las estimaciones¹⁶.

Esta técnica con frecuencia se utiliza para analizar la estabilidad de un modelo, y es especialmente útil cuando no es posible determinar el momento en que se producen cambios estructurales¹⁷. Si no existiera cambio estructural, se esperaría que las estimaciones sucesivas de los parámetros se mantuvieran relativamente constantes.

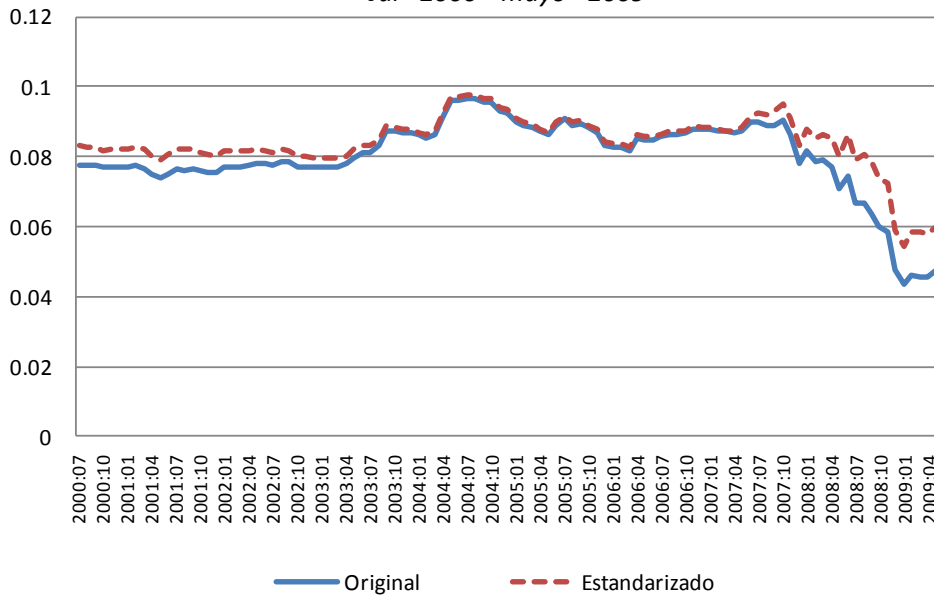
En este estudio las estimaciones se realizaron partiendo de un tamaño de muestra inicial de 104 meses, que corresponde aproximadamente a la mitad de la muestra para la estimación de la ecuación, con el fin de obtener estimaciones de los coeficientes para los años más recientes de dicha muestra utilizada. Con esto, se obtuvo una serie de parámetros estimados para julio -2007 – mayo – 2009. Debe acotarse que en todas las estimaciones se realizó la corrección por autocorrelación de primer orden. Adicionalmente, se decidió realizar las estimaciones con las variables originales y con sus versiones estandarizadas. A continuación se discuten los resultados principales.

En el gráfico 3 se muestran los coeficientes de pass-through estimados mediante las regresiones recursivas, para el período julio-2007 – mayo-2009. Pueden distinguirse tres patrones en su evolución. Hasta mediados de 2003, aproximadamente, el coeficiente estimado (tanto en versión original como estandarizado) se mantuvo relativamente estable alrededor de 0.08. De mediados de 2003 al último trimestre de 2007, el coeficiente se incrementó y mostró más variabilidad, fluctuando entre 0.08 y 0.1. Finalmente, y este es el resultado de especial interés, durante la mayor parte del período de banda cambiaria el coeficiente de pass-through ha mostrado una disminución sostenida, desde niveles próximos a 0.1 en los últimos meses de 2007 hasta cerca de 0.06 a mayo de 2009, en el caso del coeficiente estandarizado. Sin embargo, con los datos disponibles no puede afirmarse que este coeficiente se estabilizará alrededor de este último valor.

¹⁶ Otra técnica de estimación sucesiva es la de “ventanas móviles” (*rolling regressions*), en la cual simultáneamente se elimina observaciones al inicio y se agregan al final de la muestra utilizada en cada estimación, de forma que el tamaño de muestra sea el mismo para todas las regresiones. Esto genera estimaciones de los coeficientes basadas en datos más recientes, lo que puede ser deseable, pero tiene la desventaja de que resulta en estimaciones más volátiles. Adicionalmente, debe determinarse ex ante el tamaño de ventana.

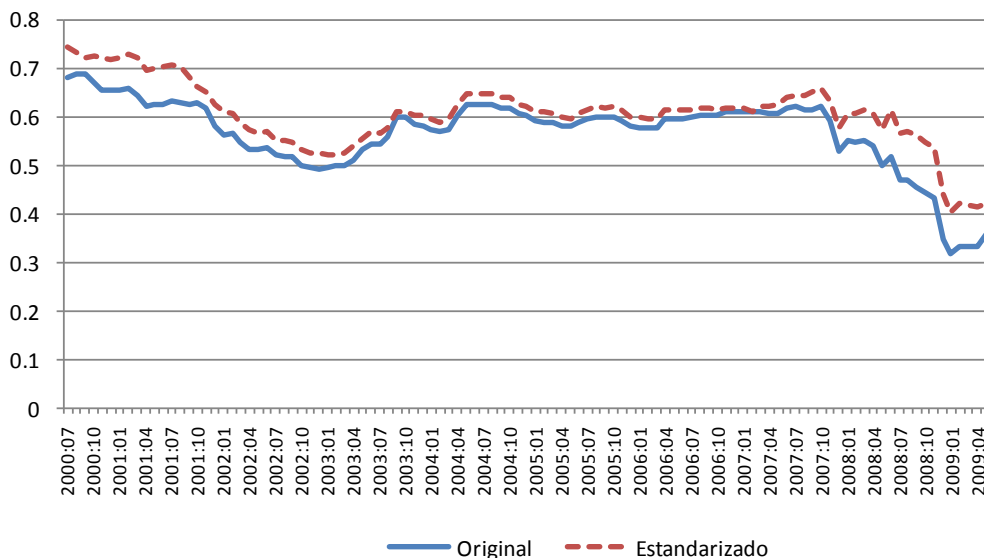
¹⁷ Algunos estudios donde se utiliza esta técnica son Álvarez, Dorta y Guerra (2000); Cobo, Landerrechte y Schmidt-Hebbel (2002); y Schmidt-Hebbel y Werner (2002)

Gráfico 3
Coefficiente de pass through, estimaciones recursivas
Jul - 2000 - mayo - 2009

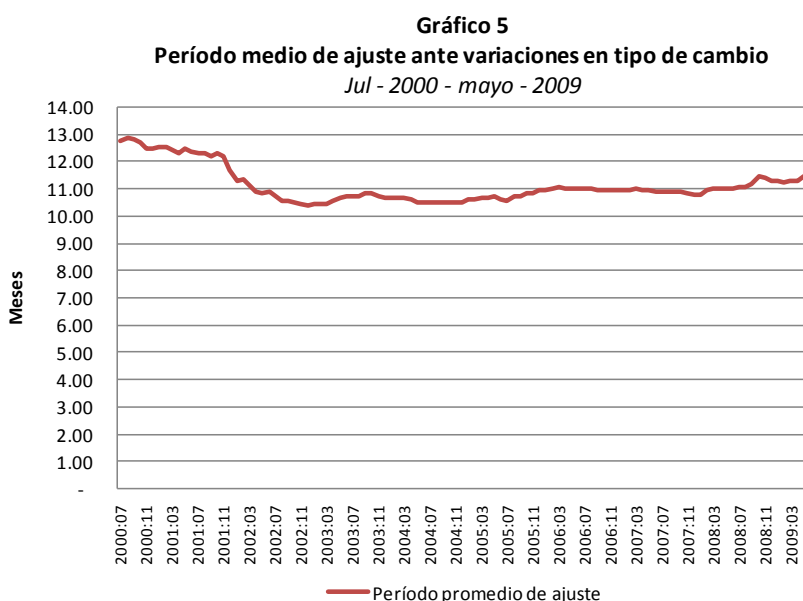


El coeficiente de pass-through de largo plazo resultante de las estimaciones recursivas también presenta una disminución durante el período de banda cambiaria, como se aprecia en el gráfico 4. Los valores estimados para el período 2003-2007 se ubicaron en torno a 0.6, mientras que a partir de finales de 2007 se registró un descenso sostenido hasta principios de 2009, cuando llegó a su nivel más bajo, de 0.32. Tanto en el coeficiente de largo plazo como en el de corto plazo se registró un leve ascenso durante los primeros meses de 2009.

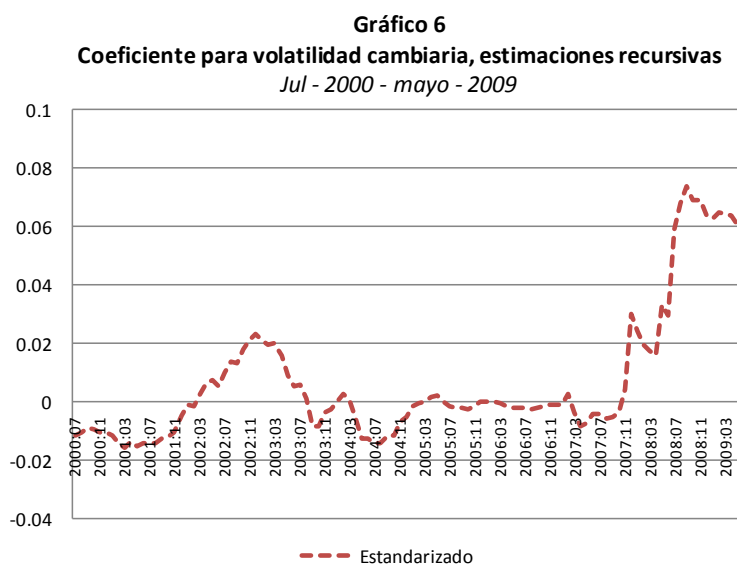
Gráfico 4
Coefficiente de pass through de largo plazo, estimaciones recursivas
Jul - 2000 - mayo - 2009



Ahora bien, se calculó el período medio de ajuste resultante de cada regresión con el fin de evaluar la velocidad con que la inflación vuelve al equilibrio tras un choque en la variación del tipo de cambio. Este indicador se puede interpretar como el tiempo promedio que tarda el choque en dejar de tener efecto sobre la inflación¹⁸. Como se muestra en el gráfico 5, el período medio de ajuste de la inflación ante un choque en la variación del tipo de cambio se ha mantenido relativamente estable alrededor de los 11 meses durante la mayor parte del período de banda cambiaria.



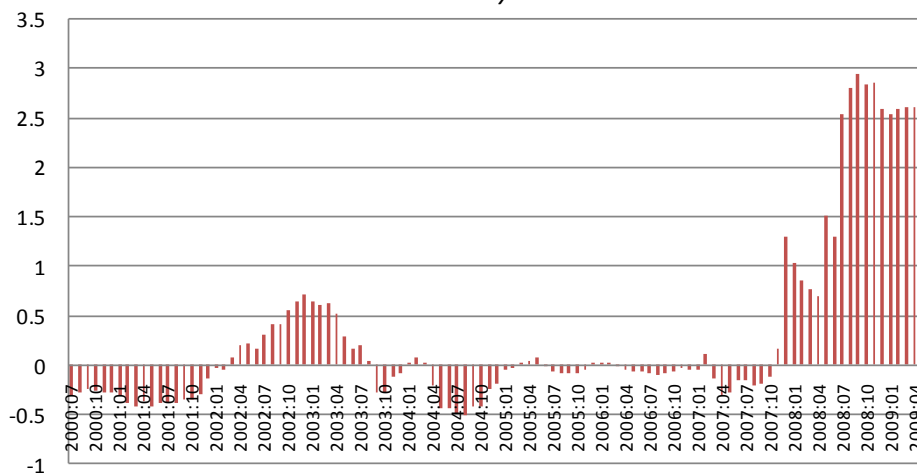
Por otra parte, como se muestra en el gráfico 6, la magnitud del coeficiente asociado a la volatilidad del tipo de cambio ha aumentado notoriamente durante el período de banda cambiaria.



¹⁸ Ver Anexo 1 para más detalles.

Adicionalmente, mediante el gráfico 7, que presenta los estadísticos t correspondientes al coeficiente de volatilidad, puede apreciarse que la significancia de dicho coeficiente ha ido aumentando conforme ha avanzado el período de banda cambiaria. Antes de 2007, el valor absoluto de los estadísticos t asociados al coeficiente no llegó a 0.7 en ningún caso, mientras que durante la mayor parte del período de banda cambiaria el valor de los estadísticos ha superado el nivel de 2, el límite usual de significancia al 5%. Paralelamente, durante el período de banda cambiaria el estadístico t para el coeficiente de pass-through ha mostrado una disminución, sin que haya dejado de ser significativo.

Gráfico 7
Estadístico t de coeficiente para volatilidad cambiaria,
estimaciones recursivas
Jul - 2000 - mayo - 2009



Estos resultados sugieren que la volatilidad del tipo de cambio puede asociarse recientemente con una disminución en el coeficiente de pass-through, una posibilidad ya considerada por la teoría, como se explicó en la sección 2. De hecho, el coeficiente de correlación entre el nivel de la variable de volatilidad cambiaria y la serie de coeficiente de pass-through obtenida mediante las regresiones recursivas es de -0.403. Una prueba t simple indica que esta correlación es significativa ($t=-4.52$). Si el cálculo se efectúa únicamente para el período de banda cambiaria, la correlación se hace más fuerte (-0.451) y sigue siendo significativa ($t=-2.76$)¹⁹.

Sin embargo, para descartar que la correlación entre volatilidad y coeficiente de pass-through sea espuria se realizó una prueba de causalidad de Granger, cuyos resultados figuran en el Anexo 6. Resulta destacable que se rechaza la hipótesis nula de que la volatilidad del tipo de cambio no causa,

¹⁹ Además, el coeficiente de correlación entre el coeficiente de pass-through y el correspondiente a la variable de volatilidad es de -0.509, con un valor t de -6.07. Para el período de banda cambiaria la correlación es -0.84 con un valor t de -8.48.

en el sentido de Granger, al coeficiente de pass-through. Esto indicaría que la volatilidad se ha convertido en una variable que contiene información relevante para explicar el comportamiento del coeficiente de pass-through en Costa Rica.

En el Anexo 7 se incluyen los gráficos para la evolución de los demás coeficientes del modelo y algunos comentarios generales sobre su evolución.

La ausencia de estabilidad en los coeficientes estimados implica que este modelo no es adecuado para realizar pronósticos, y que en vista de ello no debe ser incorporado a la combinación de proyecciones de inflación realizada por el BCCR.

Como ejercicio adicional, se intentó obtener una especificación del modelo lineal de pass-through tomando en cuenta únicamente los datos correspondientes al período de banda cambiaria. Sin embargo, no fue posible estimar una especificación en la cual todos los coeficientes fueran significativos y tuviesen el signo esperado. Además, el coeficiente de traspaso obtenido a partir de regresiones de ventana móvil (*rolling*)²⁰ mostró alta variabilidad, e inclusive signos negativos. Actualmente, el Departamento de Investigación Económica del BCCR se encuentra considerando enfoques alternativos para estudiar el efecto de traspaso a partir de la entrada en vigencia del sistema de banda cambiaria.

²⁰ Amplitud de ventana igual al número de observaciones del período de banda cambiaria.

5 CONCLUSIONES

El paso de un régimen cambiario de paridad ajustable a uno de banda cambiaria ha implicado un incremento en la volatilidad del tipo de cambio nominal, en especial a partir de los primeros meses de 2007. Dado que la especificación del modelo de pass-through para proyectar inflación, validada en 2008 dejó de ser adecuada, se consideró conveniente actualizarla con el fin de mejorar la capacidad de pronóstico del modelo y de capturar el efecto de la volatilidad observada bajo el régimen cambiario actual.

La nueva especificación de este modelo de inflación, que incluye explícitamente una medida de la volatilidad del tipo de cambio, presenta coeficientes significativos tanto a nivel individual como a nivel global, residuos que superan satisfactoriamente las pruebas usuales. Dentro de este modelo el coeficiente de pass-through se estimó en cerca de 0.05 en el corto plazo y 0.36 a largo plazo.

Sin embargo, debe destacarse que se encontró indicios de inestabilidad en los coeficientes. Regresiones recursivas sugieren que ha habido una disminución en el coeficiente del pass-through que coincide con el período de banda cambiaria. La velocidad del ajuste de la inflación a perturbaciones en la variación cambiaria se ha mantenido relativamente estable durante la mayor parte de dicho período. Al mismo tiempo, la importancia de la volatilidad del tipo de cambio dentro de la regresión se ha incrementado a lo largo del período en el que el nuevo régimen ha estado vigente. Adicionalmente, se encontró evidencia de que la volatilidad del tipo de cambio está correlacionada negativamente con el coeficiente de pass-through, una posibilidad considerada por la teoría, y de que esa correlación no es espuria. En conclusión, la ausencia de estabilidad paramétrica constituye una limitación para el uso como herramienta de pronóstico del modelo estimado en este documento, por lo que no se aconseja su incorporación al ejercicio de combinación de proyecciones de inflación.

6 BIBLIOGRAFÍA

- Álvarez, F, Dorta, M y Guerra, J. (2000).** *Persistencia inflacionaria en Venezuela: evolución, causas e implicaciones* (Documentos de Trabajo No.26). Caracas: Banco Central de Venezuela, Gerencia de Investigaciones Económicas.
- Andrews, D.W.K (1993).** Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point. *Econometrica*, 61(4), pp.821-856.
- Andrews, D.W.K y Ploberger, W (1994).** Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. *Econometrica*, 62(6), pp.1383-1414.
- Bai, J. y Perron, P. (2003).** Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), pp. 1-22.
- Brown, R.L, Durbin, J y Evans, J.M. (1975).** Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time. *Journal of the Royal Statistical Society, B* 37, pp. 149-163.
- Campa, J.M. y Goldberg, L. (2005).** Exchange Rate Pass-through into Import Prices. *The Review of Economics and Statistics*, 87(4), pp. 679-690.
- Castrillo, D. y Laverde, B. (2008).** *Validación y actualización del modelo de pass-through del tipo de cambio en Costa Rica 1991 – 2007* (Informe Técnico DIE-16-2008-IT). San José: Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigaciones Económicas.
- Castrillo, D. y Rodríguez, A. (2009).** *Procedimiento para la aplicación de pruebas de raíz unitaria.* (Nota Técnica DEC-DIE-018-2009-NT). San José: Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigaciones Económicas.
- Corbo, V., Landerrechte, O., and Schmidt-Hebbel, K. (2002).** Does Inflation Targeting Make a Difference?, en: Loayza, N. y Soto, R. (ed.), *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges* (pp. 221 – 269). Santiago: Banco Central de Chile.
- Devereux, M. y Engel, C. (Publicación pendiente).** Price Adjustment and Exchange Rate Pass-through. *Journal of International Money and Finance*.
- Diebold, F.X. y Mariano, R.S. (1995).** Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), pp. 253-63.
- Dornbusch, R. (1987).** Exchange Rates and Prices. *American Economic Review*, 77(1), pp.93-106
- Engel, C. (2002).** The Responsiveness of Consumer Prices to Exchange Rates: A Synthesis of some New Open-Economy Macro Models. *The Manchester School*, 70 (Suplemento), pp.1-15.
- Engel, C y Rogers, J. (1998).** Regional Patterns in the Law of One Price: The Roles of Geography versus Currencies, en Frankel, J. (ed.) *The Regionalization of the World Economy* (pp. 153-183). Chicago: University of Chicago Press para el National Bureau of Economic Research.
- Froot, K y Rogoff, K. (1995).** Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates, en Grossman, G.M y Rogoff, K. (ed.), *Handbook of International Economics*, 3, pp.1647-1688. Amsterdam: Elsevier.

- García, C. y Restrepo, J. (2001).** *Price and Wage Inflation in Chile* (Working Paper No. 128). Chile: Banco Central de Chile.
- Goldfajn, I. y Gupta. P. (1999).** *Does tight monetary policy stabilize the currency?* (Textos para discussão No. 396). Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economía.
- Goldfajn, I. y Valdés. R. (1999).** The Aftermath of Appreciations. *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), pp.229-262.
- Hansen, B. (1992).** Testing for Parameter Instability in Linear Models. *Journal of Policy Modeling*, 14(4), pp.517- 533.
- Hendry, D.F (1995).** *Dynamic Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Holden, K. y Peel, D. (1989).** Unbiasedness, Efficiency and the Combination of Economic Forecasts. *Journal of Forecasting*, 8, pp. 175-188.
- Krämer, W, Ploberger, W y Alt, R. (1988).** Testing for Structural Change in Dynamic Models. *Econometrica*, 56(6), pp.1355-1369.
- León, J., Morera, A.P., y Ramos, W (2001).** *El pass-through del tipo de cambio: un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001.* (Documento de Investigación DIE-DM-11-2001-DI). San José: Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigación Económica.
- Mann, Catherine L (1986).** Prices, Profit Margins, and Exchange Rates. *Federal Reserve Bulletin*, 72(6), pp. 366-79.
- Menon, Jayant (1995).** Exchange Rate Pass-Through. *Journal of Economic Surveys*, 9(2), pp. 197-231.
- Minella, A.; de Freitas, P.; Goldfajn, I. y Muinhos, M. (2003).** Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, 22(7), pp. 1015-1040.
- Nakamura, E. y Zerom, D. (2009).** *Accounting for Incomplete Pass-through* (Working Paper No. 15255). Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.
- Ploberger, W y Krämer, W. (1990).** The Local Power of the CUSUM and CUSUM of Squares Tests. *Econometric Theory*, 6(3), pp.335-347.
- Quandt, R. (1960).** Tests of the Hypothesis That a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 55(290), pp.324-330.
- Rogoff, K. (1996).** The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), pp.647-668.
- Romer, D. (1993).** Openness and Inflation: Theory and Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 108(4), pp.869-903
- Taylor, J. (2000).** Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms. *European Economic Review*, 44(7), pp.1389-1408.

Schmidt-Hebbel, Klaus y Werner, Alejandro (2002). *Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate* (Documento de Trabajo N° 171). Santiago: Banco Central de Chile.

Wei, S y Parsley, D. (1995). *Purchasing Power Disparity During the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers, and Other Culprits* (Working Paper No. 5032). Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

7 ANEXOS

7.1 Anexo 1

Cálculo del coeficiente de largo plazo en el modelo lineal de pass-through

El cálculo se basa en el supuesto de que en el largo plazo la economía alcanza un estado estacionario, de modo que la tasa de inflación tiende a estabilizarse: $\pi_t = \pi_{t-1}$. Si se sustituye este supuesto en la especificación general dada por la ecuación (3.1) y se despeja para π_t se obtiene:

$$\pi_t = \frac{\beta_0}{(1-\beta_1)} + \frac{\beta_2}{(1-\beta_1)} \cdot \dot{e}_{t-k_2} + \frac{\beta_3}{(1-\beta_1)} \cdot q_{t-k_3}^b + \frac{\beta_4}{(1-\beta_1)} \cdot y_{t-k_4}^b + \frac{\beta_5}{(1-\beta_1)} \cdot aper_{t-k_5} + \frac{\beta_6}{(1-\beta_1)} \cdot volat_{t-k_6}^j + \frac{1}{(1-\beta_1)} \varepsilon_t$$

de donde puede obtenerse el efecto a largo plazo de las variables independientes sobre el nivel de inflación. Esta especificación ilustra que en el largo plazo la inflación estaría explicada por sus fundamentales y no por su propio comportamiento pasado.

Fórmula general del período medio de ajuste

Para el proceso general autorregresivo de rezagos distribuidos de la forma

$$\gamma(L)y_t = \beta_0 + \delta(L)x_t + \varepsilon_t$$

se tiene que $\gamma(L) = (1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p)$, que $\delta(L) = (\beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q)$ y se define una función de ponderaciones dada por $w(L) = \delta(L) / \gamma(L)$

El efecto de un cambio en x sobre los valores subsecuentes de y está dado por $\frac{\partial y_t}{\partial x_{t-i}} = w_i$ para $i = 0, 1, \dots$, de forma que el efecto de x_t sobre y_t es w_0 , el efecto de x_t sobre y_{t+1} es w_1 y así sucesivamente.

La solución de largo plazo para y corresponde a

$$y^* = \frac{\beta_0}{\gamma(1)} + \left[\frac{\delta(1)}{\gamma(1)} \right] x^* = K_0 + w(1)x^*$$

donde $\gamma(1) = (1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i)$ y $\delta(1) = \sum_{i=1}^q \beta_i$

Así pues, el coeficiente de largo plazo para x_t es igual a $w(1) = \sum_{i=0}^{\infty} w_i$ y corresponde a la suma total de los efectos de un cambio en x_t sobre todos los valores subsecuentes de y .

Hendry (1995) indica que la fórmula general para el *rezago medio* (o período medio de ajuste) viene dada por

$$\mu = \frac{\sum_{i=0}^{\infty} i \cdot w_i}{\sum_{i=0}^{\infty} w_i} \quad (7.1)$$

lo que puede interpretarse como la suma de los rezagos sucesivos al choque ponderados mediante los w_i correspondientes, dividida entre el coeficiente de largo plazo.

Esta fórmula general puede expresarse de forma más manejable como

$$\mu = \frac{1}{w(1)} \left(\frac{\partial w(L)}{\partial L} \Big|_{L=1} \right) = \frac{w'(1)}{w(1)} = \frac{\delta'(1)}{\delta(1)} - \frac{\gamma'(1)}{\gamma(1)} \quad (7.2)$$

Ejemplo ecuación pass-through ene-1991 – may- 2009

Así pues, para la especificación de la ecuación de pass-through lineal dada en la ecuación (3.1) se tiene que el período medio de ajuste ante un choque en la variación del tipo de cambio corresponde, según la fórmula (7.2), a

$$\mu = \frac{5\beta_2}{\beta_2} - \frac{-\beta_1}{(1-\beta_1)} = \frac{5-4\beta_1}{(1-\beta_1)}$$

En el caso de la ecuación estimada con datos a mayo de 2009, cuyos resultados figuran en el cuadro 1, el período medio de ajuste es igual a

$$\mu = \frac{5-4 \cdot 0.86631}{(1-0.86631)} = \frac{1.53476}{0.13369} = 11.4801$$

Este resultado puede verificarse si se hacen explícitos los efectos sobre la inflación de un cambio unitario en la variación del tipo de cambio en el período t , como se muestra en el cuadro 3. Se tiene que el cambio unitario en \dot{e}_t no tiene efecto contemporáneo sobre π_t (cuando $i = 0$), ni para los subsecuentes $i = 1, 2, 3, 4$. Ahora bien, cuando $i = 5$ el efecto sobre π_{t+5} es igual a $\beta_2 = 0.04773$, que corresponde al efecto pass-through de corto plazo. Cuando $i = 6$, el efecto sobre π_{t+6} del choque en \dot{e}_t viene dado por

$$\pi_{t+6} = \beta_1 \pi_{t+5} = 0.86631 \cdot 0.04773 = 0.04135$$

En el período siguiente, el efecto sería $y_{t+7} = \beta_1 y_{t+6} = 0.03582$ y así sucesivamente. La suma de todos estos efectos subsecuentes corresponde al coeficiente de pass-through de largo plazo, que es igual a $\frac{\beta_2}{(1-\beta_1)} = \sum_{i=0}^{\infty} w_i = 0.357$, lo que se muestra en la segunda columna del cuadro 6.

En la tercera columna se pondera cada rezago mediante el efecto de la perturbación en cada período y sumando para todos los períodos subsecuentes se obtiene $\sum_{i=0}^{\infty} i \cdot w_i = 4.08939$. Entonces, según la fórmula (7.1), el período medio de ajuste es igual a $\mu = 4.08939 / 0.357 = 11.4801$, tal y como se obtuvo utilizando la fórmula (7.2).

Cuadro 3
Ejemplo de cálculo de período medio de ajuste
(Para ecuación presentada en cuadro 3)

i	w_i	$i \cdot w_i$
0	-	-
1	-	-
2	-	-
3	-	-
4	-	-
5	0.04773	0.23863
6	0.04135	0.24808
7	0.03582	0.25073
8	0.03103	0.24824
9	0.02688	0.24194
10	0.02329	0.23288
11	0.02017	0.22192
12	0.01748	0.20973
13	0.01514	0.19683
14	0.01312	0.18364
15	0.01136	0.17045
16	0.00984	0.15751
17	0.00853	0.14498
18	0.00739	0.13298
19	0.00640	0.12161
20	0.00554	0.11089
⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮
$\sum_{i=0}^{\infty}$	0.35700	4.09839
$\mu =$	$\frac{4.0984}{0.3570} = 11.48010$	

7.2 Anexo 2

Reestimación con información a 2009

La especificación vigente del modelo lineal de pass-through, estimada con información a diciembre del 2007, es la siguiente:

$$\pi_t = 0.0252 + 0.8213 \cdot \pi_{t-1} + 0.0588 \cdot \dot{e}_{t-4} + 0.1481 \cdot q_{t-4}^b + 0.1734 \cdot y_{t-3}^b - 0.0233 \cdot aper_{t-3}$$

donde π_t es la inflación semestral; \dot{e}_t es la variación semestral del tipo de cambio nominal; q_t^b es la desalineación del tipo de cambio real, medida como la diferencia logarítmica entre el índice del tipo de cambio real (ITCER) y su nivel de tendencia estimado con el filtro de Hodrick-Prescott (HP); y_t^b es la brecha del producto, medida como la diferencia logarítmica entre el índice mensual de actividad económica (IMAE) y su nivel de tendencia estimado con el filtro HP y $aper_t$ es el grado de apertura de la economía, medido como la suma de importaciones y exportaciones dividida entre el PIB. Se incluyen además las variables dicotómicas referidas en la sección 3.2.

Todos los coeficientes fueron significativos al 5% y presentaron los signos esperados. Esta especificación mejoró la capacidad de pronóstico del modelo original estimado en 2001, mostró buen ajuste y superó las pruebas de diagnóstico usuales para estimación por mínimos cuadrados ordinarios. Los coeficientes estimados de pass-through fueron 0.059 a corto plazo, con un rezago de 4 meses, y 0.329 a largo plazo. Resultaron sustancialmente menores que los calculados en 2001, de 0.16 y 0.55, respectivamente.

Ahora bien, esta especificación validada se reestimó con datos a mayo de 2009 con el fin de evaluar su vigencia. Los resultados completos se adjuntan al final de este anexo. El hecho más importante es que el coeficiente estimado de pass-through resulta no significativo (valor p de 0.32). Adicionalmente, el ajuste de la regresión disminuye en comparación con la versión validada (véase cuadros 4 y 5). Por estas razones se considera que la especificación del modelo lineal de pass-through ha dejado de ser adecuada y es necesario revisarla. El proceso de reespecificación se detalla en la sección 3.2.

Cuadro 4
Coefficientes estimados y sus valores p, especificación vigente
Ene-1991- dic-2007 / Ene-1991 – may-2009

	Validado <i>A diciembre 2007</i>	Actualización <i>A mayo 2009</i>
π_{t-1}	0.8213	0.8380
<i>Valor p</i>	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>
\dot{e}_{t-4}	0.0588	0.0276
<i>Valor p</i>	<i>0.0103</i>	<i>0.3194</i>
q_{t-4}^b	0.1481	0.1244
<i>Valor p</i>	<i>0.0002</i>	<i>0.0000</i>
y_{t-3}^b	0.1734	0.2374
<i>Valor p</i>	<i>0.0485</i>	<i>0.0026</i>
$aper_{t-3}$	-0.0233	-0.0185
<i>Valor p</i>	<i>0.0011</i>	<i>0.0048</i>

Cuadro 5
Indicadores de ajuste, especificación vigente
Ene-1991- dic-2007 / Ene-1991 – may-2009

	Validado <i>A diciembre 2007</i>	Actualización <i>A mayo 2009</i>
R ² ajustado	0.9257	0.9228
Akaike	-7.1899	-7.1457
Schwarz	-7.0040	-6.9703
Hannan-Quinn	-7.1146	-7.0748

Resultados de validación del modelo lineal de pass-through para Costa Rica, datos enero 1991 – diciembre 2007

Variable dependiente: π_t

Método: Mínimos cuadrados

Muestra (ajustada): 1991M12 2007M12

Observaciones incluidas: 193

	Coefficiente	Error estándar	Estadístico-t	Prob.
Constante	0.025178	0.006450	3.903374	0.0001
π_{t-1}	0.821269	0.036776	22.33166	0.0000
\dot{e}_{t-4}	0.058831	0.022703	2.591362	0.0103
q_{t-4}^b	0.148138	0.038406	3.857188	0.0002
y_{t-3}^b	0.173379	0.087273	1.986626	0.0485
$aper_{t-3}$	-0.023334	0.007056	-3.307049	0.0011
Dicotómica ene-95	0.034477	0.006369	5.413002	0.0000
Dicotómica jul-92	-0.022801	0.006367	-3.581394	0.0004
Dicotómica oct-95	0.017021	0.006290	2.706137	0.0075
Dicotómica jul-95	-0.019465	0.006356	-3.062344	0.0025
AR(1)	0.283284	0.087872	3.223807	0.0015
R^2	0.929554	Promedio var dependiente		0.062314
R^2 ajustado	0.925683	Desv estándar.var depend		0.023710
Error estándar de regresión	0.006464	Akaike		-7.189944
Suma resid cuadrados	0.007604	Schwarz		-7.003988
Log verosimilitud	704.8296	Hannan-Quinn		-7.114638
Estadístico F	240.1527			
Prob(Estadístico F)	0.000000			
Raíces AR invertidas	.28			

En la prueba Jarque-Bera no se rechaza la hipótesis de normalidad. Adicionalmente, en la prueba de Breusch-Godfrey no se rechaza la hipótesis nula de residuos independientes y en las pruebas de Breusch-Pagan-Godfrey y de White no se rechaza la de residuos homocedásticos.

Reestimación de especificación validada en 2008, modelo lineal de pass-through para Costa Rica, datos enero 1991 – mayo 2009.

Variable dependiente: π_t

Método: Mínimos cuadrados

Muestra (ajustada): 1991M12 2009M09

Observaciones incluidas: 210

	Coefficiente	Error estándar	Estadístico-t	Prob.
Constante	0.022342	0.006008	3.718749	0.0003
π_{t-1}	0.838009	0.039021	21.47601	0.0000
\dot{e}_{t-4}	0.027551	0.027603	0.998106	0.3194
q_{t-4}^b	0.124442	0.029879	4.164811	0.0000
y_{t-3}^b	0.237368	0.077886	3.047637	0.0026
$aper_{t-3}$	-0.018505	0.006495	-2.849172	0.0048
Dicotómica jul-92	-0.023014	0.006436	-3.575681	0.0004
Dicotómica ene-95	0.033431	0.006405	5.219371	0.0000
Dicotómica jul-95	-0.019131	0.006418	-2.980943	0.0032
Dicotómica oct-95	0.016402	0.006362	2.577947	0.0107
AR(1)	0.325963	0.085557	3.809908	0.0002
R^2	0.926540	Promedio var dependiente		0.062160
R^2 ajustado	0.922849	Desv estándar.var depend		0.023843
Error estándar de regresión	0.006623	Akaike		-7.145658
Suma resid cuadrados	0.008728	Schwarz		-6.970334
Log verosimilitud	761.2941	Hannan-Quinn		-7.074781
Estadístico F	250.9973			
Prob(Estadístico F)	0.000000			
Raíces AR invertidas	.33			

En este caso, los errores estimados también superan satisfactoriamente las pruebas indicadas en el punto anterior.

7.3 Anexo 3

Pruebas de variables redundantes

Pruebas realizadas con Eviews 6.0

Inflación rezagada

Redundant Variables: INF_6(-1)

F-statistic	109.1896	Prob. F(1,197)	0.0000
Log likelihood ratio	92.16914	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Variación cambiaria

Redundant Variables: DEV_6(-5)

F-statistic	4.187857	Prob. F(1,197)	0.0420
Log likelihood ratio	4.396390	Prob. Chi-Square(1)	0.0360

Volatilidad del tipo de cambio nominal

Redundant Variables: volat90

F-statistic	5.800100	Prob. F(1,197)	0.0169
Log likelihood ratio	6.064561	Prob. Chi-Square(1)	0.0138

Desalineamiento cambiario

Redundant Variables: GAP_ITCER(-3)

F-statistic	21.86208	Prob. F(1,197)	0.0000
Log likelihood ratio	21.99475	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Brecha del producto

Redundant Variables: GAP_IMAE_SI(-3)

F-statistic	11.40401	Prob. F(1,197)	0.0009
Log likelihood ratio	11.76144	Prob. Chi-Square(1)	0.0006

Apertura comercial

Redundant Variables: APERT(-4)

F-statistic	4.587186	Prob. F(1,197)	0.0334
Log likelihood ratio	4.810813	Prob. Chi-Square(1)	0.0283

Prueba de especificación RESET de Ramsey

Prueba realizada con Eviews 6.0, incluyendo dos términos ajustados.

Ramsey RESET Test:

F-statistic	0.494333	Prob. F(2,195)	0.6107
Log likelihood ratio	1.056969	Prob. Chi-Square(2)	0.5895

7.4 Anexo 4

Prueba de estabilidad paramétrica de Hansen (1992)

Prueba	Estadístico	Valor p
Estadístico conjunto	5.4641	0.0000
Constante	0.0385	0.9380
π_{t-1}^{st}	0.0600	0.8044
\dot{e}_{t-5}^{st}	0.2535	0.1799
$q_{t-3}^{b\ st}$	0.4724	0.0470
$y_{t-3}^{b\ st}$	0.2295	0.2112
$aper_{t-4}^{st}$	0.0433	0.9114
$volat_t^{90\ st}$	0.0240	0.9913

La prueba se efectuó en WinRATS 7.0, utilizando la subrutina @stabtest, escrita por Tom Maycock y Tom Doan, de la compañía ESTIMA y disponible en www.estima.com. La estimación se realizó con corrección por autocorrelación e incluyendo las variables dicotómicas.

7.5 Anexo 5

Prueba de estabilidad paramétrica de Andrews y Quandt

Prueba	Estadístico	Valor p	Fecha
Estadístico conjunto	26.3559	0.0153	1996:04
Constante	2.2534	0.8725	1994:01
π_{t-1}^{st}	3.6560	0.5800	1996:02
\dot{e}_{t-5}^{st}	4.6286	0.4095	1996:02
$q_{t-3}^{b\ st}$	11.7380	0.0186	2001:10
$y_{t-3}^{b\ st}$	2.2959	0.8639	1995:08
$aper_{t-4}^{st}$	2.6444	0.7911	1997:06
$volat_t^{90\ st}$	5.1395	0.3367	1994:01

Esta prueba se utiliza para detectar un cambio estructural en un punto desconocido de la muestra. El procedimiento de la prueba es el siguiente: se realiza una prueba de cambio estructural de Chow para cada una de las k observaciones entre dos fechas intermedias de la muestra, t_1 y t_2 ²¹. Los estadísticos de prueba de esas k pruebas de Chow se resumen en un único estadístico para probar la hipótesis nula de que no hay quiebres entre t_1 y t_2 . El estadístico de las pruebas de Chow utilizado puede ser el de razón de verosimilitud (LR), el de Wald o el del multiplicador de Lagrange (LM). En este caso se utilizó el estadístico LM. El estadístico final de la prueba de Andrews –Quandt es el valor máximo entre los estadísticos LM, y la fecha correspondiente para este estadístico se considera la localización más probable del quiebre estructural²². Dado que la prueba de Andrews-Quandt considera todas las posibles pruebas de Chow para el período de interés, no se consideró necesario realizar pruebas de Chow por separado.

La prueba se realizó mediante WinRATS 7.0, utilizando la subrutina @apbreaktest, escrita por Tom Doan, de Estima. Debe tomarse en cuenta que en esta aplicación de la prueba, se utilizó mínimos cuadrados ordinarios en vez de la técnica original de estimación con corrección por autocorrelación.

²¹ Esto implica excluir un cierto porcentaje de observaciones de la muestra.

²² Esta prueba, originalmente propuesta por Quandt (1960), se clasifica dentro de las pruebas de “máximo Chow”. Como estadístico final también puede utilizarse un promedio simple de los estadísticos LM o el estadístico ExpF, sin embargo Andrews (1993) muestra que el estadístico SupF, el máximo valor, tiene mayor poder que la prueba CUSUM, por ejemplo.

Adicionalmente, no se incluyó las variables dicotómicas. También debe destacarse que en la programación original se consideraba un porcentaje exclusión de observaciones en los extremos de 15%, que fue cambiado a 5% con el fin de incluir más datos correspondientes al período de banda cambiaria, pues con el porcentaje original se eliminaba prácticamente todos los datos de ese período.

Prueba para múltiples cambios estructurales de Bai y Perron (2003)

Mediante el procedimiento @baiperron, escrito para WinRATS 7.0 por Tom Doan, se consideraron versiones de la prueba que consideraron distancias mínimas entre quiebres de 12, 24, 36, 48 y 60 meses, cada una permitiendo un número máximo de quiebres que iba desde 2 hasta 5. Los resultados se muestran a continuación.

***Distancia mínima entre quiebres = 12

Mejores 2 puntos de quiebre

1991:12

1994:12

BIC -9.38304

Mejores 3 puntos de quiebre

1991:12

1994:11

1995:11

BIC -9.24836

Mejores 4 puntos de quiebre

1991:12

1994:02

1995:06

1997:04

BIC -9.08246

Mejores 5 puntos de quiebre

1991:12

1994:12

1997:08

2000:03

2001:10

BIC -8.95590

***Distancia mínima entre quiebres = 24

Mejores 2 puntos de quiebre
1994:06
1996:10
BIC -9.47041

Mejores 3 puntos de quiebre
1994:01
1997:08
2000:03
BIC -9.32906

Mejores 4 puntos de quiebre
1994:01
1997:08
2000:02
2002:02
BIC -9.17676

Mejores 5 puntos de quiebre
1993:01
1995:05
1997:10
2000:02
2002:02
BIC -9.02661

***Distancia mínima entre quiebres = 32

Mejores 2 puntos de quiebre
1994:02
1996:10
BIC -9.47032

Mejores 3 puntos de quiebre
1994:01
1997:08
2000:04
BIC -9.29909

Mejores 4 puntos de quiebre
1994:01
1997:06
2000:03
2006:03
BIC -9.10113

Mejores 5 puntos de quiebre
1994:01

1997:08
2000:04
2002:12
2006:03
BIC -8.89820

***Distancia mínima entre quiebres = 48

Mejores 2 puntos de quiebre
1994:12
2002:12
BIC -9.42358

Mejores 3 puntos de quiebre
1994:12
1998:12
2003:01
BIC -9.20736

La prueba no identificó más de 3 puntos diferentes.

***Distancia mínima entre quiebres = 60

Mejores 2 puntos de quiebre
1997:06
2002:06
BIC -9.49879

La prueba no identificó más de 2 puntos diferentes.

7.6 Anexo 6

Prueba de causalidad de Granger Volatilidad del tipo de cambio y coeficiente de pass-through *Julio – 2000 – mayo - 2009*

Rezagos: 4

Null Hypothesis:	Obs	Estadístico F	Prob.
Volat. cambiaria (90 días) no Granger-cause al coef. de pass-through *	103	7.59207	0.0000
Coef. de pass-through no Granger-cause a volat. cambiaria (90 días)		1.10007	0.3612

*Con tres rezagos la hipótesis nula se rechaza al 10% de significancia. A partir de 4 rezagos, se rechaza a cualquier nivel.

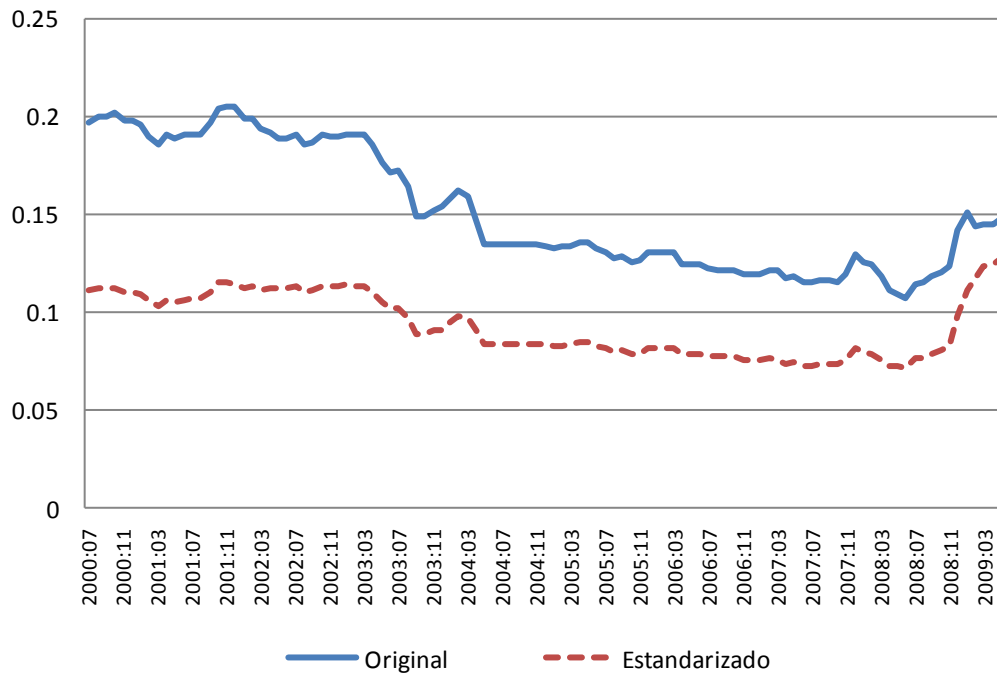
7.7 Anexo 7

Coeficientes del modelo lineal de pass-through, regresiones recursivas Jul-2000 – mayo-2009

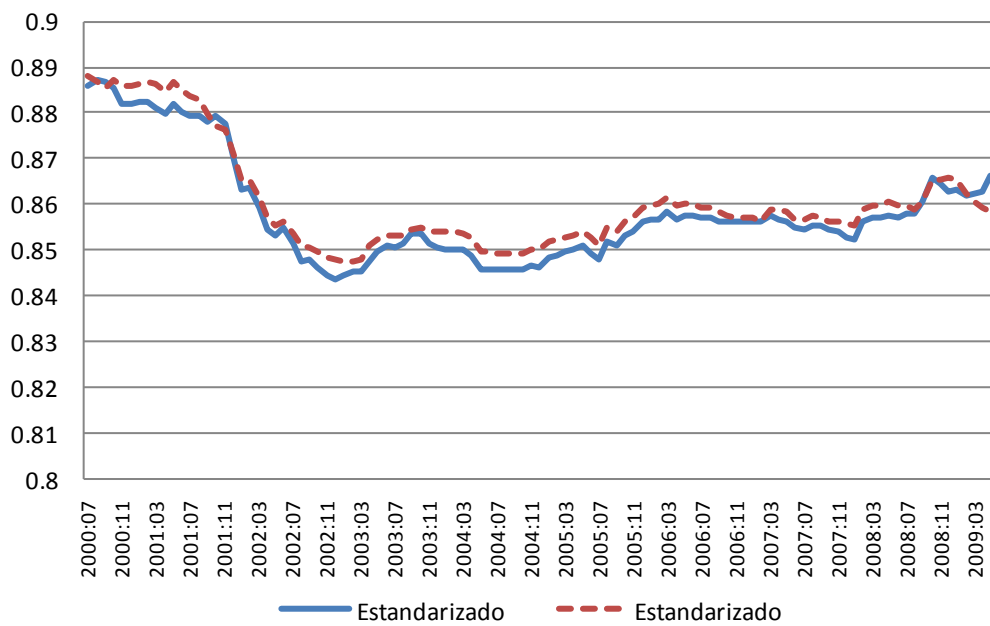
En general, puede apreciarse que el coeficiente asociado al desalineamiento cambiario muestra una tendencia a la baja durante la mayor parte del período considerado, tanto en su versión original como en la estandarizada. El coeficiente para el rezago de la inflación se ubica consistentemente por encima de 0.84 y ha repuntado levemente en los últimos años. No existe una diferencia notable entre su valor original y su valor estandarizado.

Por otra parte, los coeficientes para la brecha del producto y la apertura presentan un comportamiento menos estable. El coeficiente para la brecha, por ejemplo, ha oscilado entre 0.16 y 0.23 en su versión original (coeficiente estandarizado es más estable).

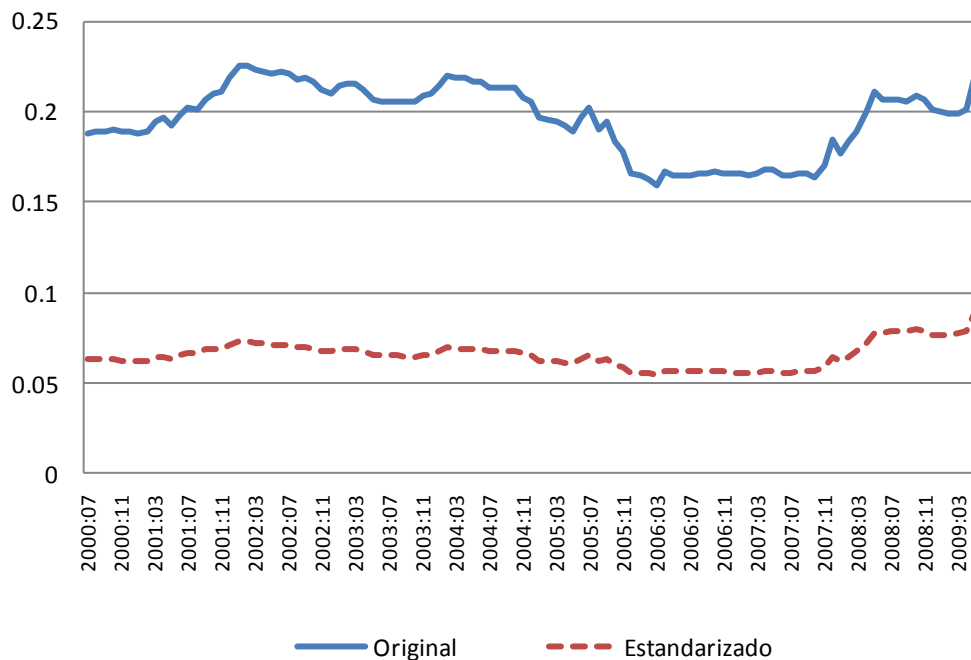
Coefficiente para desalineamiento cambiario



Coefficiente para primer rezago de inflación



Coeficiente brecha del producto



Coeficiente para apertura

