BANCO CENTRAL DE COSTA RICA

DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 005 | 2011

El traspaso de cambios en la tasa de interés de política monetaria hacia las tasas de interés del sistema financiero costarricense

Carlos Monge Badilla
Evelyn Muñoz Salas

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

El traspaso de cambios en la tasa de interés de política monetaria hacia las tasas de interés del sistema financiero costarricense*

Carlos Monge Badilla†, Evelyn Muñoz Salas‡

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

Resumen

La literatura económica reconoce a la tasa de interés como uno de los principales canales de transmisión de la política monetaria; este mecanismo empieza a operar en el momento en que el banco central modifica su tasa de política monetaria (TPM) e incide en la tasa de interés interbancaria, que a su vez se manifestará en movimientos de las tasas de interés activas y pasivas de mediano y largo plazo. El documento estudia este fenómeno para la economía costarricense considerando información para el periodo enero 2000 y noviembre 2010, dado que dicho periodo permite comparar antes y después de la adopción del sistema de banda cambiaria. Se sigue un enfoque de cointegración propuesto por Engle-Granger (1987), a partir del cual es factible someter a prueba las siguientes hipótesis: i) el traspaso de la tasa de política al resto de tasas del sistema es completo; ii) la modificación del régimen cambiario en octubre del 2006 generó una variación en el coeficiente de traspaso de la tasa de política al resto de tasas del sistema; iii) la velocidad con que movimientos en la tasa de política monetaria se transmiten al resto de tasas del sistema financiero costarricense se modificó luego de la adopción del régimen de banda cambiaria; y iv) existe asimetría en el efecto traspaso de la TPM al resto de tasas del sistema financiero.

Se observa que en promedio, las tasas de interés activas poseen un coeficiente de traspaso de largo plazo mayor en comparación a las tasas de interés pasivas; sin embargo, se rechaza la hipótesis de trasmisión unitaria según la prueba de restricción de coeficientes de Wald. De la misma forma, la velocidad con que los movimientos de la TPM se trasladan al resto de tasas es mayor en las tasas activas en comparación con las pasivas.

Posterior a la adopción del esquema de banda cambiaria, en octubre de 2006, el coeficiente de traspaso de innovaciones en la TPM hacia el resto de tasas del sistema financiero costarricense se incrementó, lo cual apoya la hipótesis de no linealidad en dicho efecto a lo largo de toda la muestra. Incluso, para la segunda submuestra, posterior a dicho cambio de política, tan solo la tasa pasiva promedio no exhibe una transmisión completa. La velocidad con que los movimientos de la TPM se trasladan al resto de tasas, también se incrementó a partir de esta variación.

Por otro lado, no es posible rechazar la hipótesis de no asimetría en los efectos que generan los movimientos de la TPM hacia el resto de tasas, siendo que en el corto plazo, las tasas del sistema reaccionan de igual forma ante aumentos y disminuciones en la TPM. Finalmente, se ajusta una ecuación que hace explícito el traspaso de los movimientos de la TPM hacia la Tasa básica pasiva, mediante el Método Generalizado de Momentos (MGM).

Palabras clave: Tasa de política monetaria, Efecto traspaso, No linealidad, Asimetría.
Clasificación JEL: E42, E43, E52

---

* Documento presentado en el 5to Foro de Investigadores de los Bancos Centrales miembros del CMCA.

† Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. mongebc@bccr.fi.cr
‡ Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. munozse@bccr.fi.cr

The Pass-Through Mechanism from the Policy Interest Rate to the Financial System´s Interest Rates

Carlos Monge Badilla[§], Evelyn Muñoz Salas[**]

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

Abstract

The economic literature recognizes the interest rate as a major transmission channel of monetary policy, this mechanism starts to operate when the central bank changes its monetary policy rate (MPR) and affects the interbank interest rate, which generates movements of the medium and long term interest rates.

This paper explores this phenomenon for the Costa Rican economy considering information for the period January 2000 to November 2010 as this period allows us to compare before and after the adoption of the crawling band system. It follows a cointegration approach proposed by Engle-Granger (1987), from which it is feasible to test the following hypotheses: i) the transmission of the policy rate to other rates of the system is complete; ii) the modification of the exchange rate regime in October 2006 generated a variation in the transmission coefficient of the policy rate to other rates of the system, iii) the speed of the transmission of the movements in the monetary policy rate to the rest of Costa Rican financial system rates was modified after the adoption of the currency band system, and iv) there is asymmetry in the pass-through of the MPR to the rest of the financial system rates.

It is noted that the average lending interest rates has a greater long-term transfer coefficient compared to those of the deposit rates, however, the hypothesis of unitary transmission is rejected by a Wald test. Likewise, the speed of the transmission of movements of the MPR to other rates is higher in lending rates compared to passive ones.

Following the adoption of the band scheme in October 2006, the rate of transfer of innovations in the monetary policy to the rest of Costa Rican financial system rates increased, which supports the hypothesis of nonlinearity in this effect over the entire sample. Even for the second subsample, after the policy change, only the average deposit rate does not exhibit a complete transmission. The speed with which the movements of the MPR are transferred to other rates also increased from this variation.

On the other hand, we cannot reject the hypothesis of no asymmetry in the effects generated by the movements of the MPR to the rest of rates, considering that in the short term, the system rates react similarly to increases and decreases in MPR.

Finally, we fit an equation which makes explicit the transfer of the movements of the MPR to the basic borrowing rate by the Generalized Method of Moments (GMM).

Key words: Policy rate, Pass-through, Non-linearity, Asymmetric.

JEL codes: E42, E43, E52

[§] Department of Economic Research. Email address mongebc@bccr.fi.cr

[**] Department of Economic Research. Email address munozse@bccr.fi.cr

El traspaso de cambios en la tasa de interés de política monetaria hacia las tasas de interés del sistema financiero costarricense

Contenido

1. Introducción 1

2. Traspaso de la tasa de política al espectro de tasas de interés del mercado 2

   2.1. Algunos aspectos conceptuales 2

   2.2. Análisis de resultados 3

   2.3. Efecto traspaso 5

   2.4. Hipótesis de no linealidad 9

   2.5. Hipótesis de asimetría 12

   2.6. Hipótesis de asimetría no lineal 14

3. Un modelo para la Tasa Básica Pasiva 17

4. Consideraciones finales 20

5. Bibliografía 22

6. Anexos 23

El traspaso de cambios en la tasa de interés de política monetaria hacia las tasas de interés del sistema financiero costarricense

1. Introducción

La literatura teórica y empírica reconoce a la tasa de interés como uno de los principales canales de transmisión de la política monetaria; este mecanismo empieza a operar en el momento en que el banco central modifica su tasa de política monetaria (TPM) e incide en la tasa de interés interbancaria, que a su vez se manifestará en movimientos de las tasas de interés activas y pasivas de mediano y largo plazo. Son éstas últimas las que finalmente afectan los planes de consumo e inversión de los agentes económicos, y que tienen incidencia sobre la evolución de la demanda agregada, y finalmente en la inflación.

El tema de la magnitud y de la velocidad de respuesta de las distintas tasas bancarias ante los cambios en la TPM, representa una dimensión importante del mecanismo de transmisión de la política monetaria (Borio y Fritz, 1995). El conocimiento que tengan las autoridades sobre la magnitud del efecto y el rezago que tienen sus acciones sobre la economía, es determinante a la hora de diseñar sus políticas.

Para el caso costarricense, la evidencia disponible más reciente corresponde al estudio realizado por Durán y Esquivel (2008), en donde se analiza información para el periodo enero de 1996 a diciembre de 2007, identificando un coeficiente de traspaso de la TPM hacia la tasa activa promedio (TAP) de 1,2 y a la pasiva promedio (TPP) de 0,75; de esta forma, por cada punto porcentual (pp) de ajuste en la TPM, la TAP se modifica en 1,2 pp y la TPP en 0,75 pp. Cabe recalcar que estadísticamente estos dos coeficientes no son distintos del valor unitario, por lo que sería válido inferir que en ese periodo ha habido un efecto traspaso que se completa en el largo plazo. Adicionalmente, este estudio evidenció una tendencia en los bancos privados de trasladar una proporción mayor de los movimientos de la TPM hacia sus clientes que la mostrada por los bancos estatales.

El estudio que se presenta seguidamente, cubre el periodo comprendido entre enero de 2000 y noviembre de 2010, siendo que dicho periodo permite mostrar una mayor comparabilidad de los datos antes y después de la adopción del sistema de banda cambiaria, vigente desde el 17 de octubre de 2006[1]. Se considera un conjunto de siete tasas de interés, tanto activas como pasivas, elegidas por ser las más representativas de todas las tasas que componen el sector financiero costarricense.

El análisis que se muestra seguidamente adopta un enfoque de cointegración siguiendo lo propuesto por Engle-Granger (1987), a partir del cual es factible someter a prueba las

[1] Esta modificación se estableció a partir del Artículo 5 del Acta de la Sesión 5300- 2006 de la de Junta Directiva del BCCR, celebrada el 13 de octubre del 2006. En dicha sesión se acordó implementar el sistema de banda cambiaria a partir del 17 de octubre de 2006. Para mayor detalle, ver Mora y Prado (2007).

siguientes hipótesis: i) el traspaso de la tasa de política al resto de tasas del sistema es completo; ii) la modificación del régimen cambiario en octubre del 2006 generó una variación en el coeficiente de traspaso de la tasa de política al resto de tasas del sistema; iii) la velocidad con que movimientos en la tasa de política monetaria se transmiten al resto de tasas del sistema financiero costarricense se modificó luego de la adopción del régimen de banda cambiaria; y iv) existe asimetría en el efecto traspaso de la TPM al resto de tasas del sistema financiero.

El documento se estructura de la siguiente forma: la segunda sección hace referencia a algunos aspectos teóricos y a la metodología utilizada, así como los principales resultados de los modelos construidos. En la sección tres, se ofrece la estimación para una ecuación alternativa para la tasa básica pasiva, mientras que la cuarta parte incluye las conclusiones.

2. Traspaso de la tasa de política al espectro de tasas de interés del mercado

El mecanismo de transmisión de la tasa de interés opera cuando los intermediarios financieros transfieren los movimientos en la tasa de interés de política monetaria hacia las tasas de interés de las operaciones que mantienen con sus clientes.

Este traspaso tiene dos dimensiones que interesa analizar: en primer lugar la magnitud, es decir si los intermediarios financieros trasladan la totalidad de los movimientos en la TPM a sus tasas activas y pasivas; en segundo lugar, la velocidad a la cual se da este traslado.

En esta sección se repasan brevemente algunas de las razones teóricas alrededor de estas características del efecto traspaso entre la TPM y el resto de tasas de interés en una economía, antes de entrar a analizar el caso de Costa Rica.[2]

2.1. Algunos aspectos conceptuales

La literatura teórica y empírica coincide en señalar que existe un desfase entre los movimientos en la tasa de política monetaria y las tasas de interés, activas y pasivas, de los intermediarios financieros.

¿Por qué ocurre este rezago? Una primera explicación tiene que ver con las características estructurales de la industria. Por ejemplo, si el mercado es perfectamente competitivo o por el contrario existe uno o pocos agentes que concentran un gran poder de mercado; la existencia de información incompleta es otro factor a considerar.

---

[2] En el anexo 1 se expone brevemente un modelo de equilibrio parcial con fundamentos microeconómicos, a partir del cual es posible inferir una relación entre las tasas de interés activas y pasivas establecidas por los intermediarios financieros y la tasa de política monetaria. El modelo se desarrolla para el caso de competencia perfecta, sin embargo puede generalizarse para ilustrar otras modalidades de competencia dentro de la industria. Véase Freixas y Rochet (1997).

Estas condiciones introducen rigideces que se manifiestan en una reacción que no es inmediata y en muchos casos tampoco es completa, de los precios (tasas de interés en el mercado) ante los cambios en el costo marginal de los recursos que enfrentan los intermediarios (tasa de política monetaria).

Otra de las razones que explica la existencia de estos rezagos en el ajuste de las tasas de interés es el hecho de que los intermediarios financieros conocen que existe algún grado de inercia en las decisiones temporales de los consumidores, quienes no reaccionan inmediatamente ante cambios en las tasas que les ofrecen[3]. Esto contribuye a disminuir los incentivos de los intermediarios para realizar ajustes en sus propias tasas de interés.

Las razones que tradicionalmente se han brindado para explicar este comportamiento de los consumidores se asocian con rezagos en la información y costos de movilizar los recursos de una entidad a otra. A esto puede unirse el hecho de que muchos consumidores muestran lealtad hacia ciertas instituciones o preferencia por entidades en función de su estructura de propiedad[4] (Lahura, 2005).

Por otra parte, las decisiones de los intermediarios financieros de realizar un ajuste completo o no en las tasas de interés que ofrecen a sus clientes, también pueden verse influidas por la percepción que éstos tengan acerca de la naturaleza y magnitud del ajuste en la TPM.

Los intermediarios financieros podrían preferir asumir el costo de no ajustar sus tasas activas y pasivas si consideran que el movimiento en la tasa de política es transitorio o relativamente pequeño. Adicionalmente, se menciona el nivel de riesgo crediticio que enfrentan los intermediarios financieros como uno de los elementos que determinan el grado en el cual decide trasladar los movimientos en la tasa de política monetaria.

2.2. Análisis de resultados

Con miras a la adopción de un esquema de meta explícita de inflación, el BCCR ha realizado algunas modificaciones con el objetivo de crear las condiciones para que la tasa de interés sea el instrumento de política monetaria. Consistente con esa intensión, en febrero del 2004 se establece una definición explícita relativa a la TPM[5].

En cuanto a la determinación de la TPM previo a esa fecha, se sigue a lo expuesto por Tenorio (op. cit.), quien señala que existe cierto consenso en que una adecuada aproximación de una tasa de política monetaria previo al año 2004 lo constituye la tasa de los Bonos de Estabilización Monetaria (BEM) a 180 días.

---

[3] Entran en consideración factores como la elasticidad-precio de la demanda por créditos.
[4] No obstante, con el desarrollo tecnológico y un sistema de pagos eficiente, es de esperar que algunos de estos elementos pesen cada vez menos.
[5] Este cambio se dio a raíz del acuerdo de Junta Directiva de la Sesión 5186-2004 del 11 de febrero de 2004. Para mayor detalle al respecto, ver Tenorio (2008).

Para analizar el efecto que movimientos en la TPM tienen sobre el resto de tasas del sistema, se consideran las siguientes variables:

Variable	Abreviatura
Tasa de interés activa promedio del sistema financiero	TA_P
Tasa de interés pasiva promedio del sistema financiero	TP_P
Tasa básica pasiva	TBP
Tasa activa para "Otras actividades" de los bancos estatales	TO_E
Tasa activa para "Otras actividades" de los bancos privados	TO_P
Tasa pasiva a 6 meses de los bancos estatales	TP6_E
Tasa pasiva a 6 meses de los bancos privados	TP6_P

En todos los casos la información corresponde a promedios mensuales de datos diarios, para el periodo comprendido desde enero de 2000 hasta noviembre de 2010.

De esta forma, se inicia con el análisis partiendo con el examen de las propiedades de estacionariedad de las series[6], cuyos detalles se muestran en el anexo 2. Se concluye que no es posible rechazar la hipótesis nula que establece que las series de tiempo aludidas poseen raíz unitaria, motivo por el cual se puede orientar el posterior desarrollo metodológico aplicando un enfoque de cointegración.

Siguiendo la metodología propuesta por Engle y Granger (op. cit.), posterior a la estimación de una ecuación de largo plazo entre variables que compartan el mismo grado de integración, se debe reconocer el grado integración respectivo a los errores obtenidos en esta regresión. De esta forma, si dichos residuos poseen un grado de integración de orden cero, se establece que fueron resultado de una regresión cointegrante. Caso contrario, si los residuos poseen un grado de integración distinto de cero, se infiere que se originaron a partir de una regresión espuria.

De esta manera, de comprobarse por este método que existe una relación funcional de equilibro en el largo plazo entre la TPM y cada una de las demás tasas de interés consideradas, se posibilita someter a prueba las hipótesis enunciadas previamente, a partir del ajuste de modelos de corrección de error.

Posteriormente, se realizaron pruebas de causalidad en el sentido de Granger con el fin de reconocer relación de precedencia en los movimientos de las tasas de interés del sistema financiero costarricense en relación con la TPM. El resultado de dichas pruebas arroja en todos los casos analizados que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los movimientos de la TPM preceden a los movimientos en el resto de tasas del sistema. De la misma forma, la prueba de causalidad conjunta en sentido de Granger apoya este resultado, siendo que se

[6] El proceso de aplicación de las pruebas de raíz unitaria se realizó según el procedimiento propuesto por Castrillo y Rodríguez (2009).

rechaza la hipótesis nula de que el conjunto de tasas del sistema financiero precede en el tiempo a la TPM[7].

Debido a lo anterior, es posible considerar a la TPM como una variable exógena débil en relación con las demás variables analizadas en este estudio, por lo que se puede proceder a realizar inferencia estadística a partir de modelos que establezcan dicha variable como uno de los determinantes de las demás tasas de interés del sistema financiero costarricense.

2.3. Efecto traspaso

Para el examen primario del efecto traspaso de la TPM al resto de tasas del sistema, a lo largo del periodo delimitado, se parte de la formulación de modelos de largo plazo, en donde cada una de las tasas de interés del sistema financiero costarricense seleccionadas $\left(\boldsymbol{R_t^j}\right)$, dependen de la tasa de política monetaria ($\boldsymbol{TPM_t}$). Estas ecuaciones presentan la siguiente forma funcional:

$$R_t^j = \beta_1 + \beta_2\, TPM_t + \mu_t \qquad (1)$$

Verificado el cumplimiento de la hipótesis de cointegración en estos modelos[8], el coeficiente asociado a la TPM ($\boldsymbol{\beta_2}$) representa el efecto traspaso de dicho instrumento de política monetaria a la tasa respectiva en el largo plazo. Cabe mencionar que en el caso de la serie de la *tasa pasiva a 6 meses de los bancos estatales* ($\boldsymbol{TP6_E}$), se rechaza la hipótesis de cointegración entre ambas series, razón por la cual se excluye del resto del análisis.

Asimismo, se procedió a evaluar la hipótesis a favor de un coeficiente traspaso unitario para cada uno de los modelos de largo plazo, mediante una prueba de Wald, con la cual se concluye que no hay evidencia estadística para afirmar que a lo largo del periodo comprendido entre enero de 2000 y noviembre de 2010, el traspaso de movimientos de la TPM al resto de tasas de interés es completo.[9]

Un aspecto importante a evaluar es si el valor de este coeficiente se modificó tras la adopción del régimen de banda cambiaria, al considerarse que dicho evento podría representar un quiebre estructural. Para estos fines, se realiza un ajuste del mismo modelo para dos periodos distintos: el primero, acontecido desde enero de 2000 hasta octubre de 2006[10]; y el segundo, que corresponde a los meses que van desde noviembre de 2006 hasta noviembre de 2010.

---

[7] En el anexo 3.A se muestran las pruebas individuales y en el 3.B la prueba conjunta
[8] En el anexo 4 se muestran las pruebas de estacionariedad de los errores de las ecuaciones de largo plazo.
[9] En el anexo 5.A se presenta el detalle de la prueba de restricción de coeficientes de Wald.
[10] Dicha variación en la política cambiaria costarricense se estableció a partir del día 17 de octubre de 2006. En virtud de que en este mes la mayoría de días se mantuvieron en el antiguo régimen de paridad ajustable, se consideró que el octubre de 2006 debía ser el último mes de la primera sub-muestra.

Los resultados se resumen en el cuadro 1, y en el anexo 6 se muestran los resultados con detalle.

Cuadro 1
Efecto traspaso de la tasa de política monetaria a las tasas del sistema financiero modelo de largo plazo

Periodos	Pasivas			Activas		
	TBP	TP6_P	TP_P	TO_E	TO_P	TA_P
A. Periodo enero 2000 - noviembre 2010:						
Efecto Traspaso	0,76	0,72	0,65	0,92	0,65	0,80
Estadístico t	28,1	26,3	24,1	33,8	17,3	29,1
B. Periodo enero 2000 - octubre 2006:						
Efecto Traspaso	0,40	0,34	0,34	0,61	0,47	0,55
Desviación estándar	0,094	0,031	0,036	0,042	0,058	0,044
Estadístico t	8,8	10,8	9,7	14,5	8,0	12,6
C. Periodo noviembre 2006- noviembre 2010:						
Efecto Traspaso	0,83	1,02	0,52	0,96	1,24	1,00
Desviación estándar	0,098	0,021	0,095	0,086	0,150	0,102
Estadístico t	8,4	47,5	5,5	11,2	8,3	9,8
D. Prueba de igualdad de coeficientes (B y C)1/						
Desviación estándar común	0,018	0,005	0,014	0,013	0,023	0,016
Estadístico t	-23,88	-141,10	-12,18	-26,67	-33,91	-28,62

1/ El detalle del cálculo tanto de la desviación estándar común como del estadístico t, se presenta en el anexo 7.

Fuente: *Elaboración propia*

Para el periodo completo, el coeficiente traspaso tiende a ser superior en el caso de las tasas activas que en las tasas pasivas, resultado que es congruente con lo observado por Durán y Esquivel (op. cit.) para el periodo 1996-2007. En este sentido, se puede inferir que las entidades bancarias amplían el margen entre ambas tasas para mejorar las ganancias de intermediación, traspasando las variaciones de la TPM en mayor medida a las tasas de interés de sus operaciones activas, que a las tasas de interés de sus operaciones pasivas. De esta forma, se puede colegir de la comparación del presente estudio con el anteriormente citado, que esta conducta por parte de las entidades bancarias se ha mantenido en el largo plazo.

En relación con el primer periodo de submuestra, correspondiente al sistema cambiario de paridad ajustable, el coeficiente de traspaso es menor en comparación al valor

correspondiente a toda la muestra. Incluso, para el caso de la tasa básica pasiva (TBP) y la tasa pasiva a 6 meses en los bancos privados, el valor correspondiente a toda la muestra es aproximadamente el doble que el presentado entre enero de 2000 y octubre de 2006. Cabe recalcar que se efectuó la prueba de hipótesis de traspaso unitario sobre los coeficientes de esta submuestra, con la prueba de restricción de coeficientes de Wald, en este caso la evidencia estadística permite rechazar dicha hipótesis, los resultados se encuentran en el anexo 5.B.

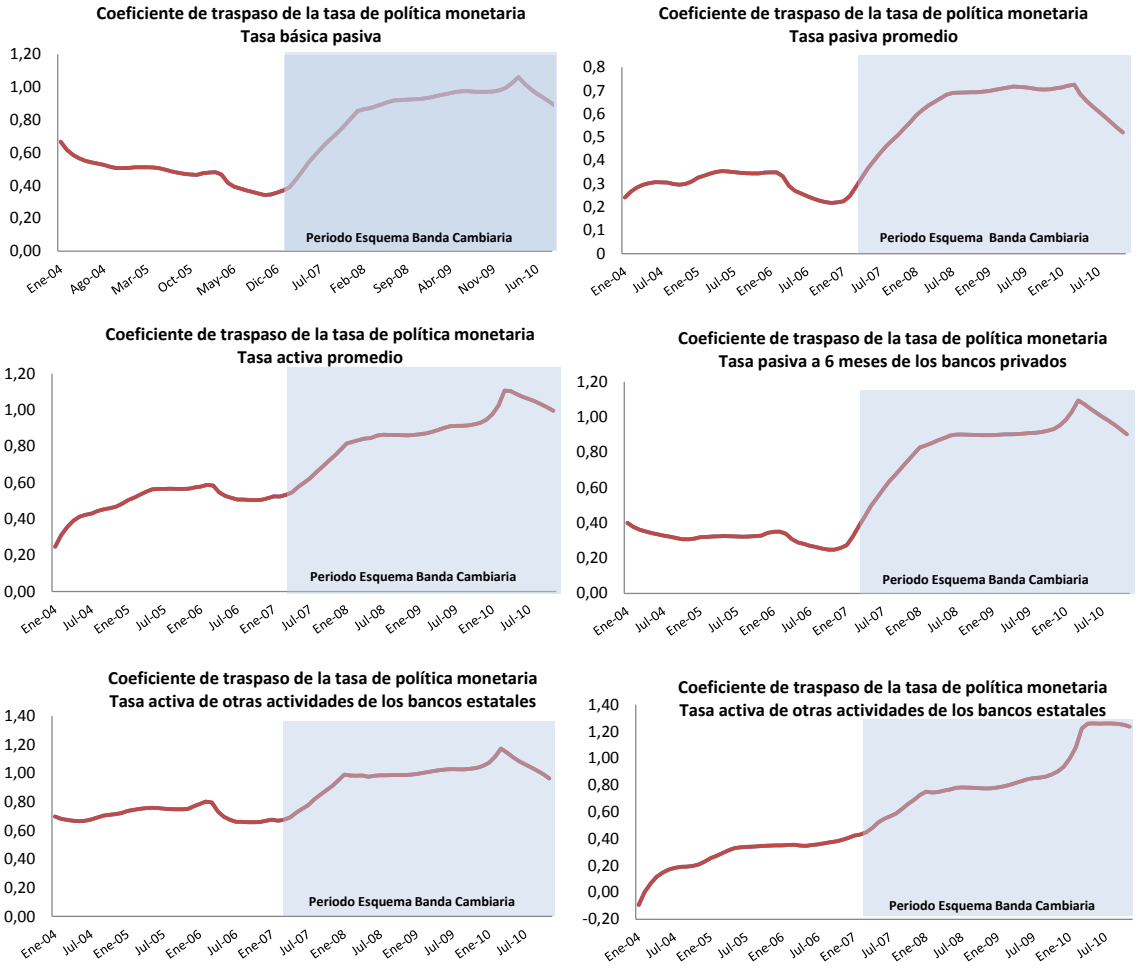
Por el contrario, para la submuestra con observaciones pertenecientes al periodo de banda cambiaria, los valores de traspaso tienden a ser no solo mayores a los obtenidos a partir de la totalidad de la muestra, sino también con valor unitario. Con excepción de la TP_P, todas las tasas muestran esta característica. La prueba de Wald para estos casos (ver anexo 5.C), arroja evidencia a favor de la hipótesis de traspaso perfecto, siendo nuevamente la TP_P la única que no cumple con esta condición.

Los resultados anteriores apoyan la hipótesis de no linealidad en el traspaso de la TPM a las tasas del sistema financiero. De manera tal que se puede afirmar, a partir de lo observado en estos modelos simples de largo plazo, que bajo el periodo de banda cambiaria, el traspaso de la TPM hacia el resto de tasas del sistema se incrementó. Uno de los posibles factores tras de esta mejoría, es la presencia de una mayor flexibilidad cambiaria, que puede estar contribuyendo a una política monetaria más independiente. Además, las mejoras en la gestión de liquidez han incrementado las señales de la tasa de interés del BCCR como instrumento principal de la política monetaria.

Como complemento de este análisis, se desarrolló un ejercicio de estimación del coeficiente de traspaso mediante regresiones recursivas con ventana móvil de 48 observaciones[11]. Esta técnica econométrica, permite apreciar de manera fácil la evolución del efecto traspaso a lo largo del periodo analizado. De esta forma, se puede observar el incremento en dicho coeficiente posterior a la implementación del sistema de banda cambiaria, periodo que en el siguiente resumen gráfico se muestra sombreado con el fin de poder diferenciarlo.

[11] Este número de observaciones se eligió considerando cuatro años completos, que es el lapso aproximado de vigencia del sistema de banda cambiaria en el momento de realizar este estudio.

Gráfico 1
Costa Rica: Coeficiente de traspaso de la tasa de política monetaria a las tasas del sistema financiero
Estimación con ventana móvil de 48 meses
Periodo enero 2000- Noviembre 2010



Fuente: *Elaboración propia.*

El análisis visual confirma el incremento en el nivel de traspaso de la TPM hacia las tasas pasivas y activas consideradas durante el periodo de banda cambiaria. Como complemento del gráfico anterior, se desarrollaron regresiones recursivas para cada una de las tasas implicadas en este estudio con respecto a la TPM. El Anexo 8 contiene detalle de esta representación gráfica de los coeficientes recursivos, obtenidos a partir de la ampliación paulatina del tamaño de la muestra, los cuales permiten deducir la misma conclusión.

2.4. Hipótesis de no linealidad

Partiendo del modelo de largo plazo ajustado para todo el periodo muestral, se procede a realizar el siguiente paso de acuerdo con el Teorema de Representación de Engle-Granger (op. cit.), para lo cual se estiman los modelos que describen la dinámica de corto plazo. De esta forma se construye un modelo de corrección de error para cada tasa de interés involucrada en este estudio, en donde el coeficiente asociado al término de error de largo plazo rezagado, representa la velocidad de ajuste de la tasa de interés en cada periodo. De esta forma se ejecuta un modelo con la siguiente forma funcional:

$$\Delta R_t^j = \alpha\left(R_{t-1}^j - \beta_1 - \beta_2\, TPM_{t-1}\right) + \sum_{i=0}^{p} \delta_i \Delta TPM_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \varphi_i \Delta R_{t-i}^j + \varepsilon_t \qquad (2)$$

El coeficiente asociado al término de corrección de error ($\propto$) constituye un indicador de la velocidad de ajuste tras las desviaciones de corto plazo de su nivel de equilibrio. En este sentido al desviarse de su senda de largo plazo, la tasa de interés retorna a su equilibrio ajustándose a una velocidad que es medida a partir del coeficiente $\propto$.

La evaluación de la hipótesis de existencia de algún cambio en la velocidad del traspaso posterior a la adopción del régimen de banda cambiaria, se realiza a partir de los respectivos modelos de corrección de error.

Para ello se define una variable dicotómica $\left(d_c\right)$ que toma el valor de cero durante los meses previos a la variación del régimen cambiario (octubre 2006 inclusive), y de uno a partir de noviembre del mismo año.

$$d_c = \begin{cases} 0 & \textit{sistema de paridad ajustable} \\ 1 & \textit{sistema de banda cambiaria} \end{cases}$$

El modelo relevante en este caso es:

$$\Delta R_t^j = \alpha_1 \mu_{t-1} + \alpha_2\left(d_c \cdot \mu_{t-1}\right) + \sum_{i=0}^{p} \delta_i \Delta TPM_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \varphi_i \Delta R_{t-i}^j + \varepsilon_t \qquad (3)$$

Si el parámetro α_2 es significativamente diferente de cero, se interpreta que la velocidad de ajuste no es constante a lo largo del periodo bajo estudio. Un valor negativo (positivo) y significativo de este coeficiente indica que la velocidad se ha incrementado (reducido) posterior al cambio.

A partir de todos estos modelos, se procedió a calcular el número promedio de rezagos con los cuales las distintas tasas de interés se ajustan a su nivel de equilibrio, a partir de perturbaciones en su relación funcional con la TPM. De esta forma, se procede a emplear en

su modo general, la fórmula propuesta por Hendry (1995), para calcular el número de periodos promedio (μ) que tardan dichas tasas en ajustar los cambios de la TPM:

$$\mu = -\left[\frac{\beta_2 - \delta_0}{\beta_2 \cdot \alpha} \right] \qquad (4)$$

Para aquellos casos en los que la prueba de restricción de Wald no rechazó la hipótesis de traspaso perfecto, se asignó un valor unitario para dicho coeficiente, simplificando en gran medida la ecuación 4.

Los resultados de los ajustes de los modelos anteriormente explicados, así como el resultado del cálculo de la velocidad de ajuste se muestran en el cuadro 2.

De los resultados que resume este cuadro, es posible concluir que en general, tanto los coeficientes de traspaso de la TPM hacia las principales tasas de interés del sistema financiero costarricense, como las velocidades a las cuales se corrigen los desajustes en el corto plazo, son superiores en el grupo de tasas de interés activas en comparación con las pasivas.

En primer lugar, se puede observar en el modelo general, que el coeficiente de traspaso de largo plazo de la tasa activa promedio (0,80) es mayor al de la tasa pasiva promedio (0,65). Asimismo, en cuanto a las velocidades de ajuste en meses, en el modelo general se puede observar que prevalece la misma situación a favor de las tasas activas, dado que mientras el número de meses promedio que dura el ajuste en estas es 8, en las tasas pasivas es de 13.

Por otro lado, es posible concluir que a partir de la adopción del esquema de banda cambiaria en octubre del 2006, el número de meses necesarios para que se dé la corrección hacia el equilibrio se redujo considerablemente. En los tres casos la evidencia estadística apoya esta inferencia. De esta forma, la TBP mostró un cambio en la velocidad de ajuste de 14 meses relativo al periodo de paridad ajustable, a tan solo 6 meses propio del esquema de banda cambiaria. En el mismo sentido, tanto la TP6_P como la TA_P mostraron una disminución de dicha duración a partir del cambio de política cambiaria, siendo de 17 meses a 11 en el primer caso, y de 17 a 4 en el segundo.

Cuadro 2

Coeficientes y velocidad de traspaso de la TPM a las tasas del sistema financiero[1/]

Periodo enero 2000 - noviembre 2010

Modelos de corrección de error	Pasivas			Activas		
	TBP	TP6_P	TP_P	TO_E	TO_P	TA_P
A. Modelo general						
Coeficiente de traspaso de largo plazo (β_2)	0,76	0,72	0,65	0,92	0,65	0,80
Estadístico t	28,1	26,3	24,1	33,8	17,3	29,1
Coeficiente de traspaso de corto plazo (δ_0)	0,14	0,08	0,10	0,09	0,21	0,12
Estadístico t	2,2	4,6	2,7	2,7	4,0	4,1
Término de corrección de error ($\propto$)	-0,09	-0,06	-0,06	-0,11	-0,09	-0,11
Estadístico t	-5,0	-5,7	-4,8	-5,6	-5,5	-6,0
B. Modelo con cambio en régimen cambiario						
Coeficiente de traspaso de corto plazo (δ_0)	0,14	0,08	0,10	0,09	0,21	0,11
Estadístico t	2,2	4,4	2,7	2,7	4,1	3,8
Término de corrección de error antes del cambio ($\propto_1$)	-0,06	-0,05	-0,05	-0,09	*-0,04*	-0,05
Estadístico t	-2,5	-3,57	-3,28	-3,87	*-1,44*	-2,16
Término de corrección de error después del cambio ($\propto_2$)	-0,09	-0,04	*-0,01*	*-0,05*	-0,10	-0,16
Estadístico t	-2,6	-1,94	*-0,64*	*-1,31*	-2,75	-4,39
C. Velocidad de ajuste en meses:						
Modelo General	9	15	15	8	9	8
Periodo de paridad ajustable	14	17	15	9	*21*	17
Periodo de banda cambiaria	6	11	*13*	*6*	*7*	4

[1/]Los valores que se encuentran en rojo y cursiva no son significativos al 10%, o fueron calculados a partir de valores que no contaban con esta característica.

Fuente: *Elaboración propia.*

Esta evidencia complementa las conclusiones del apartado anterior a favor de la existencia de no linealidad en el traspaso de la TPM hacia las tasas de interés del sistema, tomando como punto de quiebre la fecha de adopción del sistema de banda cambiaria. De esta forma, se observa como la presencia de mayor flexibilidad cambiaria, puede facilitar a la autoridad monetaria el uso de una política más independiente y por ende, mejorar la gestión de la liquidez en la economía, lo cual permite un mayor control sobre las tasas de interés del sistema.

2.5. Hipótesis de asimetría

En esta sección se analiza si las desviaciones transitorias respecto a la relación de largo plazo tienen un impacto diferente sobre la dinámica del ajuste, dependiendo de si son positivas o negativas.

La idea que subyace esta hipótesis es que en el corto plazo los intermediarios financieros tratarán de incrementar su margen de intermediación con ajustes diferenciales en las tasas activas y pasivas ante un choque en la TPM. De modo que, si la TPM aumenta (disminuye), aumentarán (disminuirán) primero las tasas activas (pasivas).

De esta forma, visto desde el modelo de largo plazo, el signo de los residuos se determina a partir de la ecuación (1):

$$\mu = R_t^j - \left(\beta_1 + \beta_2 TPM_t\right) \qquad (5)$$

Así, a partir de una situación de igualdad entre ambas partes de esta ecuación, se puede desprender que ante aumentos de la TPM, se genera una desviación negativa del residuo y al contrario, si se da una disminución de la TPM se presenta una desviación positiva del error[12]. Dicho de otro modo:

$$Si \uparrow TPM_t \Rightarrow R_t^j < \left(\beta_1 + \beta_2 TPM_t\right) \Rightarrow \mu < 0$$
$$Si \downarrow TPM_t \Rightarrow R_t^j > \left(\beta_1 + \beta_2 TPM_t\right) \Rightarrow \mu > 0$$

Por lo tanto, con el fin de evaluar esta hipótesis de asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas del sistema financiero ante modificaciones en la TPM, se generan dos series de tiempo a partir de los residuos del modelo de largo plazo $\left(\mu_t\right)$, una que contenga todos los residuos positivos $\left(\mu_t^+\right)$, y otra todos los negativos $\left(\mu_t^-\right)$. De manera tal que el modelo que se somete a evaluación empírica es el que se representa con la siguiente ecuación:

$$\Delta R_t^j = \alpha_1 \mu_{t-1}^- + \alpha_2 \mu_{t-1}^+ + \sum_{i=0}^{p} \delta_i \Delta TPM_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \varphi_i \Delta R_{t-i}^j + \varepsilon_t \qquad (6)$$

[12] El análisis contrario, que se deduciría a partir de las eventuales variaciones de cualquiera de las tasas de interés del sistema financiero y que pudiera propiciar la variación del error a partir de una situación de equilibrio, se elimina debido a los resultados de las pruebas de causalidad de Granger, las cuales son claras en rechazar la antelación de los movimientos de dichas tasas con respecto a los movimientos de la TPM.

Si los coeficientes α_1 y α_2 son ambos estadísticamente diferentes de cero, se procede a medir la asimetría en la velocidad de ajuste, mediante la prueba de Wald que verifica la hipótesis de $\alpha_1 = \alpha_2$. Los resultados en cuestión los presenta el siguiente cuadro.

Cuadro 3

Asimetría en la velocidad del traspaso de la TPM a las tasas del sistema financiero

Periodo enero 2000 - noviembre 2010

Modelos de corrección de error	Pasivas			Activas		
	TBP	TP6_P	TP_P	TO_E	TO_P	TA_P
A. Modelo general						
Coeficiente de traspaso de largo plazo (β_2)	0,76	0,72	0,65	0,92	0,65	0,80
Estadístico t	28,1	26,3	24,1	33,8	17,3	29,1
Coeficiente de traspaso de corto plazo (δ_0)	0,14	0,08	0,10	0,09	0,21	0,12
Estadístico t	2,2	4,6	2,7	2,7	4,0	4,1
Término de corrección de error ($\propto$)	-0,09	-0,06	-0,06	-0,11	-0,09	-0,11
Estadístico t	-5,0	-5,7	-4,8	-5,6	-5,5	-6,0
B. Modelo con asimetría						
Coeficiente de traspaso de corto plazo (δ_0)	0,14	0,08	0,10	0,09	0,21	0,13
Estadístico t	2,21	4,56	2,67	2,72	4,09	4,16
Término de corrección de error para desviaciones negativas ($\propto_1$)	-0,10	-0,06	-0,05	-0,13	-0,12	-0,13
Estadístico t	-3,81	-3,99	-2,94	-4,24	-5,24	-5,21
Término de corrección de error para desviaciones positivas ($\propto_2$)	-0,09	-0,06	-0,08	-0,10	-0,06	-0,08
Estadístico t	-3,56	-4,19	-4,39	-3,63	-2,47	-3,32
C. Velocidad de ajuste en meses:						
Modelo General	9	15	15	8	9	8
Ante choques negativos	8	15	20	7	7	7
Ante choques positivos	10	15	12	9	13	10

Fuente: *Elaboración propia.*

Como se puede observar en el Cuadro 3, todos los coeficientes asociados a aumentos y a disminuciones de la TPM son estadísticamente significativos, lo cual permite continuar con la prueba de asimetría, es decir, evaluar la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes asociados $\left(H_0 : \alpha_1 = \alpha_2\right)$. La prueba de Wald correspondiente (ver Anexo 9), muestra que no

es posible rechazar la hipótesis de que ambos coeficientes son iguales, lo cual descarta la posibilidad de establecer conclusiones sobre asimetría a partir de evidencia estadística que involucre a únicamente el coeficiente de corrección de error.

Sin embargo, es posible establecer ciertas conclusiones a partir del cálculo de meses promedio que demoran las tasas de interés en ajustarse a los cambios de la TPM, siguiendo la ecuación (4). En este sentido, es posible observar que a partir de choques negativos en los residuos, la cantidad de meses que tarda el ajuste es mucho menor en las tasas activas (7 meses promedio) que en las pasivas (14 meses promedio). La explicación intuitiva que esto permite es que ante variaciones positivas de la TPM (desviación negativa del residuo) las entidades bancarias ajustarían más rápido las tasas activas que las pasivas, con el fin de ensanchar la mayor cantidad de tiempo posible el margen de intermediación.

Al realizar el examen relativo a los choques positivos en los errores, no se presenta ninguna diferenciación significativa con respecto a los meses promedio que dura el ajuste en las tasas pasivas y activas.

Si se realiza un análisis exclusivo de las tasas pasivas, se podría esperar que el sistema bancario reaccione más rápido ante choques positivos del residuo, es decir disminuciones de la TPM. Esto se puede corroborar únicamente para la TP_P, dado que el número de meses que demora su ajuste ante choques positivos es 12, mientras que para los choques negativos es 20.

Para el caso específico de las tasas activas, se puede observar el efecto contrario: se ajustan más rápido ante variaciones negativas de los errores, es decir, cuando se presentan aumentos de la TPM, que ante variaciones positivas. Para el primer caso, se observa un ajuste promedio de 7 meses, mientras que para el segundo es de 11. Esto se explicaría a partir del mismo interés de las entidades bancarias de ampliar el margen de intermediación durante la mayor cantidad de tiempo posible. De esta forma, dichos agentes tienen un incentivo a trasladar más rápido los aumentos que las disminuciones en la TPM a las tasas activas.

2.6. Hipótesis de asimetría no lineal

Tomando como base los modelos elaborados para no linealidad y asimetría en el traspaso de la TPM hacia el resto de tasas de interés del sistema, se procede a formular un modelo que incorpore simultáneamente ambos tipos de análisis. De este modo, se prueba la hipótesis de asimetría no lineal, la cual se puede representar mediante la siguiente ecuación:

$$\Delta R_t^j = \alpha_1 \mu_{t-1}^- + \alpha_2 \mu_{t-1}^+ + \alpha_3 \left(d_c \cdot \mu_{t-1}^- \right) + \alpha_4 \left(d_c \cdot \mu_{t-1}^+ \right) + \sum_{i=0}^{p} \delta_i \Delta TPM_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \varphi_i \Delta R_{t-i}^j + \varepsilon_t \qquad (7)$$

De esta forma, se procede a calcular un modelo que posee cuatro coeficientes distintos relativos a la corrección del error, para las combinaciones de variaciones negativas y positivas, tanto antes como después de la aplicación del sistema de banda cambiaria. Los resultados de dicho modelo se presentan en el cuadro 4 al final de esta subsección.

Si bien el modelo sería sumamente útil para establecer conclusiones, al desagregar los errores en 4 grupos, muchos de los coeficientes obtenidos pierden significancia, no permitiendo la comparación estadística y el establecimiento de conclusiones a partir de la evidencia.

A pesar de esto se observa que en las velocidades de ajuste en meses de las distintas tasas, se mantiene la propensión a aumentar a partir del periodo de banda cambiaria. Al igual que en los modelos anteriores, el ajuste de las tasas de interés ante cambios en la TPM es más rápido a partir de este cambio de política. En cuanto a los efectos de los choques negativos y positivos, sobre las tasas diferenciadas según activas o pasivas, no son tan claros como los observados en el modelo visto en el inciso anterior.

Convendría realizar posteriores análisis de este mismo modelo, cuando se tengan más observaciones del periodo de banda cambiaria. Esto podría favorecer el aumento de significancia en los datos obtenidos, y de esa manera generar conclusiones más concretas al respecto.

Cuadro 4
Asimetría en la velocidad del traspaso de la TPM a las tasas del sistema financiero con cambio de régimen[1/]

Periodo enero 2000 - noviembre 2010

Modelos de corrección de error	Pasivas			Activas		
	TBP	TP6_P	TP_P	TO_E	TO_P	TA_P
A. Modelo general						
Coeficiente de traspaso de largo plazo	0,76	0,72	0,65	0,92	0,65	0,80
Estadístico t	28,1	26,3	24,1	33,8	17,3	29,1
Coeficiente de traspaso de corto plazo	0,14	0,08	0,10	0,09	0,21	0,12
Estadístico t	2,2	4,6	2,7	2,7	4,0	4,1
Término de corrección de error	-0,09	-0,06	-0,06	-0,11	-0,09	-0,11
Estadístico t	-5,0	-5,7	-4,8	-5,6	-5,5	-6,0
B. Modelo con asimetría en cambio en régimen cambiario						
Coeficiente de traspaso de corto plazo	0,15	0,08	0,06	0,10	0,20	0,10
Estadístico t	2,44	4,61	1,78	2,81	4,14	3,64
Desviaciones negativas antes del cambio	*-0,07*	*-0,03*	*-0,02*	-0,12	*-0,03*	-0,07
Estadístico t	-1,53	-1,43	-0,82	-2,65	-0,97	-2,06
Desviaciones positivas antes del cambio	-0,05	-0,05	-0,07	-0,09	*-0,04*	*-0,02*
Estadístico t	-1,87	-3,79	-3,59	-2,93	-1,07	-0,92
Desviaciones negativas después del cambio	*-0,04*	-0,05	*-0,03*	*-0,01*	-0,13	-0,12
Estadístico t	-0,74	-1,72	-1,01	-0,10	-2,87	-2,63
Desviaciones positivas después del cambio	-0,23	-0,09	-0,10	-0,15	*-0,04*	-0,28
Estadístico t	-3,58	-2,16	-2,13	-1,84	-0,79	-4,84
C. Velocidad de ajuste en meses:						
Modelo general	9	15	15	8	9	8
Periodo de paridad ajustable ante choques negativos	*10*	*23*	*34*	7	*23*	11
Periodo de paridad ajustable ante choques positivos	16	15	12	10	(19)	(33)
Periodo de banda cambiaria ante choques negativos	*8*	*11*	*15*	*7*	*6*	5
Periodo de banda cambiaria ante choques positivos	3	7	5	4	*11*	3

[1/]Los valores que se encuentran en rojo y cursiva no son significativos al 10%, o fueron calculados a partir de valores que no contaban con esta característica.

Fuente: Elaboración propia

3. Un modelo para la Tasa Básica Pasiva

Desde el punto de vista de la modelación macroeconómica es necesario además, establecer una forma funcional que haga explícita la relación entre los movimientos en la tasa de política monetaria y una tasa de interés relevante para la toma de decisiones de consumo e inversión por parte de los agentes económicos.

Para ello, en esta sección se procede a modelar una ecuación que explique el comportamiento de la tasa básica pasiva (TBP). Los factores que entran en esta consideración son: los movimientos de la TPM, así como elementos inerciales y de expectativas de la tasa básica pasiva coherentes con el modelo. De manera que la ecuación que se modela en este apartado, es la siguiente:

$$tbp_t = \gamma_1 tbp_{t-1} + \gamma_2 tbp_{t+1} + \gamma_3 \left(TPM_t + \phi_{tbp} \right) \qquad (8)$$

Donde:

tbp_t : Tasa básica pasiva actual

tbp_{t-1} : Tasa básica pasiva rezagada un periodo

tbp_{t+1} : Tasa básica pasiva adelantada un periodo

TPM_t : Tasa de política monetaria

ϕ_{tbp} : Margen de la TBP sobre la TPM en el largo plazo[13].

Tal y como se observa en la ecuación anterior, la variable explicada depende no solo de sus valores rezagados sino también de sus valores adelantados, lo cual genera endogeneidad en su cálculo. Para superar este problema, se emplea el Método Generalizado de Momentos (MGM).

Bajo esta metodología, se utilizan variables instrumentales, en este caso particular se utilizaron: el tipo de cambio efectivo real (ITCER) escalado al Índice de Precios al Consumidor; rezagos de la TPM y de la TBP; rezagos de la brecha del producto; rezagos de la asignación de títulos cero cupón.

A partir de la metodología explicada anteriormente, se procede a estimar la ecuación (8) sin ningún tipo de restricción, obteniendo el siguiente resultado[14]:

---

[13] Dicho margen fue estimado en 0,23%.

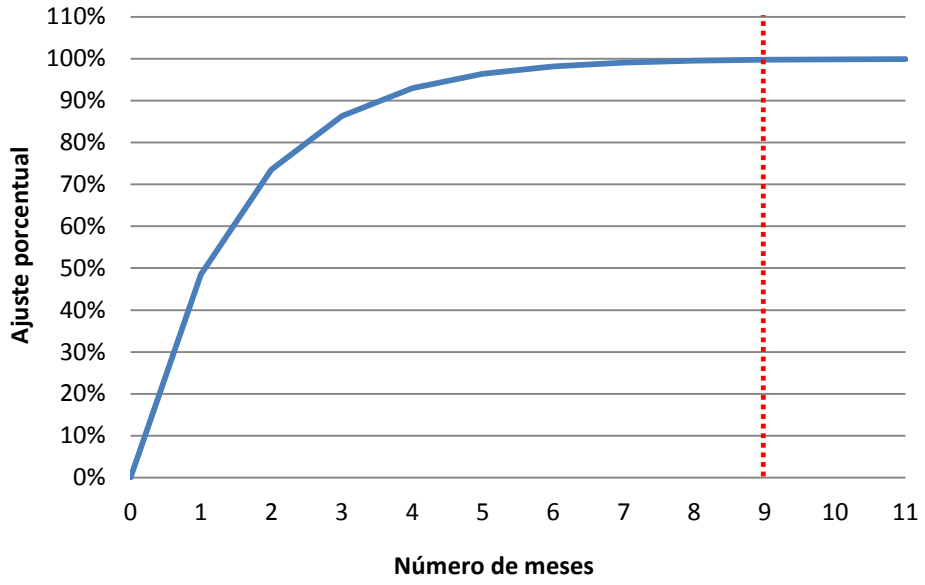
[14] Para más detalle acerca de la estimación, ver Anexo 10.A.

$$tbp_t = 0,53\, tbp_{t-1} + 0,44\, tbp_{t+1} + 0,03\left(TPM_t + \phi_{tbp}\right) \qquad (8.1)$$

En dicha estimación no es posible rechazar mediante la prueba restricción de coeficientes de Wald, la hipótesis de que la suma de los coeficientes del rezago (γ_1) y el adelanto (γ_2) de la TPB, así como el relativo a la TPM (γ_3) sea igual a uno.

De esta forma, se impone esta condición a dicha ecuación, a la vez que se validan los coeficientes de (8.1) a la luz de los resultados de modelo de corrección de errores (ver cuadro 2), que determina que la velocidad con que se completa el traspaso de los movimientos de la TPM hacia la TBP, es aproximadamente 9 meses. En este sentido, se calibra el coeficiente γ_3 hasta que la ecuación resultante genere ajustes en la TBP que se completen luego de 9 meses ante movimientos en la TPM. En el gráfico 2, se puede ver detalle de dicho ajuste:

Gráfico 2.
Ajuste de la TBP ante un choque de la TPM (%)



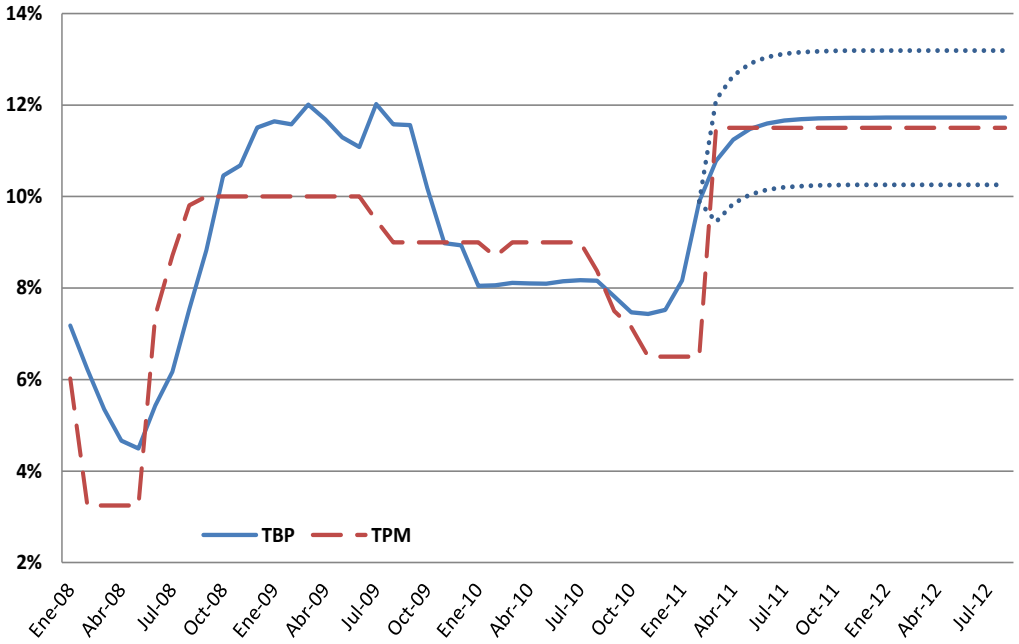
Fuente: *Elaboración propia.*

En esta calibración se mantiene la relación proporcional que mostraba el coeficiente asociado al primer rezago de la TBP (γ_1) con respecto al primer adelanto de la misma (γ_2), incorporando únicamente aumentos en el coeficiente (γ_3). De manera que el ajuste de la ecuación (8.1) es:

$$tbp_t = 0,423\, tbp_{t-1} + 0,347\, tbp_{t+1} + 0,23\left(TPM_t + \phi_{tbp}\right) \qquad (8.2)$$

El hecho de que la suma de los coeficientes de la ecuación anterior sea uno asegura la convergencia en el largo plazo entre la TBP y la TMP. De esta forma, la TBP tomará el valor de la TPM más el margen de diferencia que hay entre ambas en el largo plazo $\left(\phi_{tbp}\right)$.

Gráfico 3.
Ajuste de la TBP ante un choque de la TPM (%)
Enero 2008- Agosto 2012
Choque: Marzo 2011



Fuente: *Elaboración propia.*

A partir de la ecuación (8.2) se puede establecer simulaciones de los eventuales valores que podía adoptar la TBP ante choques en la TPM. En el gráfico 3, se observa el desenvolvimiento de la TBP ante una variación positiva de 5 puntos porcentuales (p.p.) de la TPM, a partir de marzo de 2011[15]. La trayectoria estimada de la TBP muestra un nivel de confianza del 95%.

[15] En el Anexo 11 se puede observar detalle de la simulación graficada con la totalidad de la muestra.

4. Consideraciones finales

El presente documento se formuló con el objetivo de estimar para Costa Rica el efecto traspaso entre la TPM y las demás tasas de interés del sistema financiero costarricense, tomando como muestra las tasas más representativas de este grupo. Este cálculo permitiría observar además, con un mejor criterio estadístico, el efecto del sistema de banda cambiaria, el cual ya acumula en la muestra de este estudio un total de 48 observaciones. Otro de los aportes de esta investigación es el cálculo de una ecuación adicional que estime el comportamiento de la TBP, la cual serviría de insumo para el MMPT del BCCR.

La evidencia empírica identifica la presencia de causalidad en el sentido de Granger de la TPM hacia el resto de tasas de interés del sistema; congruente con esto la prueba conjunta de exogeneidad sugiere que en bloque las tasas de interés no causan en el sentido de Granger a la TPM. Por otro lado, se puede manifestar que existe una relación funcional de equilibrio de largo plazo (cointegración) entre la TPM y las tasas del sistema financiero analizadas, con excepción de la tasa pasiva a 6 meses de los bancos estatales.

Se observa que en promedio, las tasas de interés activas poseen un coeficiente de traspaso de largo plazo mayor (0,79) en comparación a las tasas de interés pasivas (0,71), tomando en cuenta la totalidad de la muestra, para ambos tipos de tasa se rechaza la hipótesis de trasmisión unitaria según la prueba de restricción de coeficientes de Wald.

Por otro lado, los coeficientes antes y después de la implementación del régimen de banda cambiaria, son estadísticamente distintos, lo cual corrobora la evidencia de un cambio estructural a partir de la adopción de esta medida de política; dicho de otro modo, se puede fallar a favor de la existencia de no linealidad en el traspaso de la TPM a las tasas del sistema financiero en el periodo total estudiado. Esta evidencia es apoyada por lo observado en las estimaciones recursivas y de ventana móvil, las cuales son categóricas al representar el aumento en el efecto traspaso de la TPM al resto de tasas a partir de noviembre de 2006.

En cuanto a la velocidad con que los movimientos de la TPM se trasladan al resto de tasas (velocidad de corrección de error) es mayor en las tasas activas en comparación con las pasivas. Tomando en cuenta la totalidad de la muestra, las tasas pasivas completan su ajuste en 13 meses, mientras que las activas únicamente en ocho. Según evidencia estadística, esta diferencia se hace latente principalmente a partir del periodo de banda cambiaria, dado que para el subperiodo de paridad ajustable, no se observan diferencias relevantes entre la velocidad de ajuste promedio de las tasas activas (13 meses) y de las pasivas (15 meses). Por el contrario, a partir del nuevo esquema cambiario, esta velocidad aumentó a alrededor de ocho meses para las pasivas, y cuatro meses para las activas.

Con respecto a la hipótesis de asimetría en la respuesta de las distintas tasas, ante choques de TPM, se establece que las correcciones de errores tanto negativos como positivos, son significativas, para todas las tasas analizadas. A partir de esto, la prueba de restricción de coeficientes de Wald, estima que no hay evidencia estadística que indique que estos choques se diferencian entre sí, dada dicha segregación por signo.

A pesar de esto, el cálculo de la velocidad de ajuste en meses, con la metodología propuesta por Hendry, arroja ciertas conclusiones interesantes. En primer lugar, ante aumentos en la TPM, las tasas activas muestran una velocidad de ajuste mayor (7 meses), que ante disminuciones en la TPM (11 meses). Por otro lado, las tasas pasivas muestran una velocidad de ajuste mayor (12 meses) ante disminuciones en la TPM que ante aumentos (14 meses).

De esta manera, se puede observar que las entidades bancarias generan ajustes diferenciados en sus tasas activas o pasivas, según sea un aumento o disminución de la TPM, con el fin de aumentar el margen de intermediación durante el mayor tiempo posible.

5. Bibliografía

Betancourt, R.; M. Misas y L. Bonilla. (2008). *"Pass-through de las tasas de interés en Colombia: un enfoque multivariado con cambio de régimen"* Borradores de Economía del Banco de la República. No. 535.

Borio, Claudio and Fritz, Wilhelm (1995). "*The Response of Short-Term Bank Lending Rates to Policy Rates: A Cross-Country perspective*". Working Paper No 27. Banco Internacional de Pagos.

Castrillo, Desirée y Rodríguez, Adolfo (2009). *"Procedimiento para la aplicación de las pruebas de raíz unitaria"*. Nota técnica DEC-DIE-018-2009-NT. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, Abril.

Durán, Rodolfo and Esquivel, Manfred (2008). "*Policy rate pass-through, evidence for Costa Rican economy*". Research Paper, DIE-05-2008-DI. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, June.

Engle, Robert and Granger, C.W.J. (1987). "*Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*". Econometrica. Vol. 55, No 2, pp. 251-76.

Freixas X. y J.C.Rochet (1997). *"Economía bancaria".* Editado por Antoni Bosch y Banco Bilbao Viscaya. España.

Hendry, David (1995). "*Dynamic Econometrics*". Oxford University Press, United Kingdom, pp. 211-217, 286-288.

Lahura, Erick (2005) *"El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004"*. Documento de trabajo No.2005-008. Banco Central de Reserva de Perú.

Moazzami, Bakhatiar (1999). *"Lending rates stickiness and monetary transmission mechanism: the case of Canada and the United States"*. Applied Financial Economics, No.9.Pp 533-538.

Mora, Mariela y Prado, Eduardo (2007). "*El régimen de banda cambiaria: hacia la flexibilidad cambiaria y el control de la inflación*". Documento elaborado como colaboración al XIII Informe del Programa Estado de la Nación. División Económica, Banco Central de Costa Rica, Junio.

Tenorio, Edwin (2008). "*Recopilación de definición y cambios en la tasa de política monetaria del Banco Central de Costa Rica*". Documento de investigación DIE-37-2008-IT. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.

6. Anexos

Anexo 1
Un modelo para explicar el proceso de ajuste en las tasas de interés de los intermediarios financieros ante movimientos en la tasa de política monetaria[16]

En este anexo se expone un modelo de equilibrio parcial con fundamentos microeconómicos, a partir del cual es posible inferir que existe una relación entre las tasas de interés activas y pasivas establecidas por los intermediarios financieros y la tasa de política monetaria; para ello se parte de una situación de competencia perfecta.

Se supone que el sector bancario está integrado por *n* entidades idénticas, cuyo papel es recibir el ahorro de los hogares en la forma de Depósitos (D), con el objetivo de financiar las necesidades de inversión de las empresas bajo la figura de Préstamos (P). Adicionalmente, cada institución tiene una posición neta en el mercado interbancario (N), dada por: $N = (1-\alpha)D - P$, donde α corresponde a la tasa de encaje legal.[17]

En un modelo competitivo, cada entidad es tomadora de precios, de modo que la tasa que recibe por los préstamos que otorga (R^p) y la tasa que debe pagar por los depósitos que recibe (R^d) están dadas; además, la tecnología, representada por la función de costos (C_i), con i= 1,....,n; es idéntica para todas las entidades[18]. Con lo cual, la función de beneficios que enfrenta cada una de las entidades toma la forma:

$$B = R^p \cdot P + R^{tpm} \cdot N - R^d \cdot D - C(P,D)$$

Lo que es lo mismo:

$$B(P,D) = R^p \cdot P + R^{tpm} \cdot \left((1-\alpha)D - P\right) - R^d \cdot D - C(P,D)$$

Reacomodando términos se tiene que:

$$B(P,D) = \left(R^p - R^{tpm}\right) \cdot P + \left(R^{tpm}(1-\alpha) - R^d\right) \cdot D - C(P,D)$$

Es decir, los beneficios de cada intermediario vienen dados por los ingresos provenientes del otorgamiento de créditos netos de los costos de recepción de depósitos y los costos de gestión.

La conducta maximizadora de los intermediarios se deriva de las condiciones de primer orden:

---

[16] Basado en: Freixas y Rochet (1997), capítulo 3.

[17] La posición neta puede ser positiva, negativa o nula.

[18] Las funciones de costos de los *n* bancos son idénticas, y exhiben rendimientos decrecientes a escala y son dos veces diferenciables.

$$\frac{\partial B}{\partial P}=\left(R^{p}-R^{tpm}\right)-\frac{\partial C}{\partial P}=0 \qquad \Rightarrow\left(R^{p}-R^{tpm}\right)=\frac{\partial C}{\partial P}$$

$$\frac{\partial B}{\partial D}=\left(R^{tpm}\left(1-\alpha\right)-R^{d}\right)-\frac{\partial C}{\partial D}=0 \quad \Rightarrow\left(R^{tpm}\left(1-\alpha\right)-R^{d}\right)=\frac{\partial C}{\partial D}$$

Estas condiciones indican que los intermediarios ajustarán su nivel de préstamos (depósitos) hasta el punto en que el margen $R^{p}-R^{tpm}$ $\left(R^{tpm}\left(1-\alpha\right)-R^{d}\right)$ iguale el costo marginal $\frac{\partial C}{\partial P}$ $\left(\frac{\partial C}{\partial D}\right)$. De esta forma, un intermediario aumentará su oferta de crédito (P) ante aumentos en la tasa de préstamos $\left(R^{p}\right)$ y disminuirá su demanda por los depósitos del público (D) ante aumentos en la tasa de estos depósitos $\left(R^{d}\right)$.

Las dos expresiones anteriores determinan para cada intermediario una oferta de préstamos y una demanda por ahorro en la forma de depósitos, ambas dependiendo de $R^{tpm}, R^{d}\ y\ R^{p}$.

Los efectos cruzados, que se asocian a la existencia de economías de alcance o de ámbito, dependerán del signo de $\frac{\partial^{2}C}{\partial D\partial L}$:

Cuando $\frac{\partial^{2}C}{\partial D\partial L}>0$ $\left(\frac{\partial^{2}C}{\partial D\partial L}<0\right)$ un aumento en R^{p} implicará una reducción (aumento) en D y un aumento en R^{d} implicará una reducción (aumento) en P.

Ahora, si se consideran los *n* intermediarios de la industria, la oferta de préstamos puede asociarse a una demanda por fondos para inversión, I$\left(R^{p}\right)$ y la demanda por depósitos con una oferta de ahorro por parte de los hogares[19] A$\left(R^{d}\right)$, entonces el equilibrio en el sistema puede escribirse como:

$$I\left(R^{p}\right)=\sum_{j=1}^{n}P^{j}\left(R^{tpm},R^{d}\ ,R^{p}\right)$$

$$A\left(\ R^{d}\right)=B+\sum_{j=1}^{n}D^{j}\left(R^{tpm},R^{d}\ ,R^{p}\right)$$

[19] Los hogares tienen la posibilidad de ahorrar en la forma de bonos (B), que son sustitutos perfectos de los D, por lo que la tasa de interés que devengan es idéntica. B se asocia con las operaciones de mercado abierto que realiza en banco central.

$$\sum_{j=1}^{n} P^j\left(R^{tpm}, R^d\ , R^p\right) = \left(1-\alpha\right)\sum_{j=1}^{n} D^j\left(R^{tpm}, R^d\ , R^p\right)$$

El agregado de las posiciones netas de los intermediarios es de suma cero. Suponiendo además que: i) el banco central controla R^{tpm} con sus operaciones en el mercado interbancario, ii) en el margen el costo de la intermediación, asociado a las operaciones pasivas y activas de los intermediarios, es constante y puede agregarse en: $\Phi_p\ y\ \Phi_d$. El equilibrio puede expresarse de la siguiente forma:

$$R^p = R^{tpm} + \Phi_p$$
$$R^d = R^{tpm}\left(1-\alpha\right) - \Phi_d$$

De donde es posible deducir cuál sería la respuesta esperada de las tasas $R^d\ y\ R^p$ ante cambios en R^{tpm}

$$\frac{dR^p}{dR^{tpm}} = 1 \qquad > 0$$
$$\frac{dR^d}{dR^{tpm}} = \left(1-\alpha\right)\ > 0$$

Este modelo sencillo, puede ser generalizado para otras formas de competencia en el mercado financiero, para ello puede consultarse Freixas y Rochet ob cit.

Anexo 2.A

Análisis del grado de integración de las variables

Probabilidad de que sea I(1)

Periodo enero 2000-noviembre 2010

Variable	*Especificación*	*En niveles*		*En primeras diferencias*		*Decisión*
		Prueba		*Prueba*		
		ADF	*PP*	*ADF*	*PP*	
TPM	*SCST*	*0,175*	*0,156*	*0,000*	*0,000*	I(1)
	CCST	*0,554*	*0,564*	*0,000*	*0,000*	
	CCCT	*0,354*	*0,501*	*0,000*	*0,000*	
TBP	*SCST*	*0,201*	*0,149*	*0,000*	*0,000*	I(1)
	CCST	*0,589*	*0,585*	*0,000*	*0,000*	
	CCCT	*0,324*	*0,434*	*0,000*	*0,000*	
TP6_E	*SCST*	*0,218*	*0,187*	*0,000*	*0,000*	I(1)
	CCST	*0,516*	*0,582*	*0,000*	*0,000*	
	CCCT	*0,298*	*0,441*	*0,000*	*0,000*	
TP6_P	*SCST*	*0,182*	*0,129*	*0,000*	*0,000*	I(1)
	CCST	*0,352*	*0,562*	*0,000*	*0,000*	
	CCCT	*0,106*	*0,451*	*0,002*	*0,001*	
OTRAS_E	*SCST*	*0,223*	*0,203*	*0,000*	*0,000*	I(1)
	CCST	*0,602*	*0,655*	*0,000*	*0,000*	
	CCCT	*0,385*	*0,479*	*0,000*	*0,000*	
OTRAS_P	*SCST*	*0,247*	*0,245*	*0,000*	*0,000*	I(1)
	CCST	*0,346*	*0,341*	*0,000*	*0,000*	
	CCCT	*0,673*	*0,710*	*0,000*	*0,000*	
TP_P	*SCST*	*0,114*	*0,071*	*0,000*	*0,000*	I(1)
	CCST	*0,523*	*0,628*	*0,000*	*0,000*	
	CCCT	*0,146*	*0,392*	*0,000*	*0,000*	
TA_P	*SCST*	*0,179*	*0,168*	*0,000*	*0,000*	I(1)
	CCST	*0,506*	*0,515*	*0,000*	*0,000*	
	CCCT	*0,404*	*0,539*	*0,000*	*0,000*	

SCST: sin constante y sin tendencia

CCST: con constante y sin tendencia

CCCT: con constante y con tendencia

Fuente: *Elaboración propia*

Anexo 2.B

Análisis del grado de integración de las variables

Prueba Zivot y Andrews (ZA) [1]

Periodo enero 2000-noviembre 2010

Variable	Cambio en intercepto[2]	Decisión	Cambio en intercepto y tendencia[3]	Decisión
TPM	-3,14 at 2006:03	I(1)*	-3,49 at 2006:03	I(1)*
TBP	-4,16 at 2006:10	I(1)*	-4,29 at 2006:10	I(1)*
TP6_E	-4,85 at 2007:01	I(1)**	-4,81 at 2007:01	I(1)*
TP6_P	-5,04 at 2006:09	I(1)**	-5,25 at 2006:10	I(1)**
TP_P	-4,30 at 2007:02	I(1)*	-4,69 at 2007:02	I(1)*
TO_E	-3,62 at 2006:10	I(1)*	-4,09 at 2006:10	I(1)*
TO_P	-5,23 at 2008:08	I(1)**	-4,51 at 2007:02	I(1)*
TA_P	-4,37 at 2008:07	I(1)*	-4,81 at 2006:11	I(1)*

1/ H_0: La serie tiene raíz unitaria.
2) Valores críticos son al 1% -5.34 y al 5% -4.80
3) Valores críticos son al 1% -5.57 y al 5% -5.08
**Significativa al 5%*
*** Significativa al 1%*

Fuente: *Elaboración propia*

Anexo 3.A

Pruebas de causalidad en el sentido de Granger

Probabilidad de no rechazar Ho

Tasa j	*Hipótesis nula:*	
	Tasa j no causa TPM	*TPM no causa tasa j*
TBP	*0,8332*	*9,00E-06*
TP6_E	*0,5572*	*0,0001*
TP6_P	*0,9615*	*0,0002*
TP_P	*0,9594*	*0,0001*
TO_E	*0,0536*	*1,00E-06*
TO_P	*0,7644*	*0,0024*
TA_P	*0,2732*	*3,00E-05*

Fuente: *Elaboración propia*

Anexo 3.B

Prueba conjunta de causalidad (exogeneidad) en el sentido de Granger

Variable dependiente: TPM

V. Excluida	***Chi-sq***	***Gl.***	***Probabilidad***
TBP	*5,09594*	*2*	*0,07820*
TP6_E	*17,79319*	*2*	*0,00010*
TP6_P	*5,87580*	*2*	*0,05300*
TP_P	*7,50981*	*2*	*0,02340*
OTRAS_E	*0,31990*	*2*	*0,85220*
OTRAS_P	*7,23927*	*2*	*0,02680*
TA_P	*5,84311*	*2*	*0,05380*
Todas	*39,78978*	*14*	*0,00030*

H_0 : Todas las tasas de interés causan a TPM

Fuente: *Elaboración propia*

Anexo 4

Residuos de los modelos de largo plazo

Probabilidad de que sea I(1)

Periodo enero 2000- noviembre 2010

Variable	*ADF[1/]*	*Decisión[2/]*
TBP	*-3,2897*	*I(0)*
TP6_E	*-2,4765*	*no I(0)*
TP6_P	*-3,2468*	*I(0)*
TO_E	*-4,3588*	*I(0)*
TO_P	*-2,8329*	*I(0)*
TP_P	*-2,9997*	*I(0)*
TA_P	*-3,7698*	*I(0)*

[1/] Especificación sin constante y sin tendencia

[2/]Valor crítico para una muestra de 100 observaciones según Engle y Granger (1987): 3,77 al 1%; 3,17 al 5% y 2,84 al 10%.

Fuente: *Elaboración propia*

Anexo 5.A

Prueba de Wald

Periodo enero 2000-noviembre 2010

Ho: coeficiente $\beta_2 = 1$

Variable	*Estadístico F*	*Estadístico t*	*Probabilidad*
TBP	*76,92*	*-8,77*	*0,000*
TP6_P	*99,71*	*-9,99*	*0,000*
TO_E	*9,44*	*-3,07*	*0,003*
TO_P	*87,29*	*-9,34*	*0,000*
TP_P	*164,18*	*-12,81*	*0,000*
TA_P	*52,25*	*-7,23*	*0,000*

Fuente: *Elaboración propia*

Anexo 5.B

Prueba de Wald

Periodo enero 2000-octubre 2006

Ho: coeficiente $\beta_2 = 1$

Variable	*Estadístico F*	*Estadístico t*	*Probabilidad*
TBP	*476,70*	*-21,83*	*0,000*
TP6_P	*881,43*	*-29,69*	*0,000*
TO_E	*73,56*	*-8,58*	*0,000*
TO_P	*193,74*	*-13,92*	*0,000*
TP_P	*835,84*	*-28,91*	*0,000*
TA_P	*166,31*	*-12,90*	*0,000*

Fuente: *Elaboración propia.*

Anexo 5.C

Prueba de Wald

Periodo noviembre 2006-noviembre 2010

Ho: coeficiente $\beta_2 = 1$

Variable	*Estadístico F*	*Estadístico t*	*Probabilidad*
TBP	*3,27*	*-1,81*	*0,077*
TP6_P	*1,26*	*-1,12*	*0,268*
TO_E	*0,18*	*-0,42*	*0,677*
TO_P	*2,50*	*1,58*	*0,121*
TP_P	*25,45*	*-5,04*	*0,000*
TA_P	*0,00*	*-0,05*	*0,963*

Fuente: *Elaboración propia.*

Anexo 6

No linealidad del traspaso de la TPM hacia el resto de tasas

Modelos de largo plazo

1. Periodo enero 2000- noviembre 2010

Variable	*TBP*	*TP6_P*	*TO_E*	*TO_P*	*TP_P*	*TA_P*
Constante	0,033	0,030	0,102	0,165	0,024	0,128
estadístico t	8,93	8,14	27,85	32,65	6,55	34,51
TPM	0,76	0,72	0,92	0,65	0,65	0,80
estadístico t	28,09	26,28	33,78	17,31	24,09	29,11
R-cuadrado	0,86	0,84	0,90	0,70	0,82	0,87
R-cuadrado ajustado	0,86	0,84	0,90	0,70	0,82	0,87
Criterio de Información Akaike	-5,688	-5,656	-5,688	-5,040	-5,691	-5,660
Criterio de Información Schwarz	-5,644	-5,612	-5,644	-4,996	-5,647	-5,616
Criterio de Información Hannan-Quinn	-5,670	-5,638	-5,670	-5,022	-5,673	-5,642

2. Periodo enero 2000- octubre 2006

Variable	*TBP*	*TP6_P*	*TO_E*	*TO_P*	*TP_P*	*TA_P*
Constante	0,093	0,094	0,154	0,194	0,076	0,169
estadístico t	19,60	19,09	23,17	21,03	13,39	24,44
TPM	0,40	0,34	0,61	0,47	0,34	0,55
estadístico t	13,28	10,78	14,48	8,02	9,67	12,56
R-cuadrado	0,69	0,59	0,72	0,45	0,54	0,66
R-cuadrado ajustado	0,68	0,59	0,72	0,44	0,53	0,66
Criterio de Información Akaike	-6,845	-6,765	-6,179	-5,519	-6,498	-6,089
Criterio de Información Schwarz	-6,787	-6,706	-6,120	-5,460	-6,439	-6,031
Criterio de Información Hannan-Quinn	-6,822	-6,741	-6,155	-5,495	-6,475	-6,066

3. Periodo noviembre 2006- noviembre 2010

Variable	*TBP*	*TP6_P*	*TO_E*	*TO_P*	*TP_P*	*TA_P*
Constante	0,021		0,093	0,118	0,028	0,109
estadístico t	2,72		13,12	9,63	3,62	13,10
TPM	0,83	1,02	0,96	1,24	0,52	1,00
estadístico t	8,80	47,51	11,18	8,26	5,47	9,80
R-cuadrado	0,62	0,68	0,73	0,59	0,39	0,67
R-cuadrado ajustado	0,61	0,68	0,72	0,58	0,38	0,66
Criterio de Información Akaike	-5,771	-5,929	-5,950	-4,846	-5,753	-5,622
Criterio de Información Schwarz	-5,694	-5,891	-5,873	-4,769	-5,676	-5,545
Criterio de Información Hannan-Quinn	-5,742	-5,914	-5,921	-4,817	-5,724	-5,593

Fuente: *Elaboración propia.*

Anexo 7
Cálculos para la prueba de igualdad de coeficientes

La prueba utilizada para comparar los coeficientes de traspaso de la tasa de política monetaria en el modelo de largo plazo, antes y después la adopción del nuevo régimen cambiario, se realizó de la siguiente manera:

Primeramente se estimó un error estándar común a ambos coeficientes, con la siguiente fórmula:

$$se = \sqrt{\left(\frac{s_1^2}{n_1}\right) + \left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)}$$

Donde s_1 y n_1 son respectivamente, el error estándar asociado al coeficiente de traspaso de la TPM estimada y el número de observaciones, del modelo estimado para el periodo previo al sistema de Banda Cambiaria (enero 2000-octubre 2006). De la misma manera s_2 y n_2 son los valores equivalentes para el caso del modelo que contempla el periodo posterior a la implantación de dicho régimen cambiario (noviembre 2006-agosto 2010).

En cuanto al estadístico calculado para la *t de student*, se estima de la siguiente manera:

$$= \frac{\beta_1 - \beta_2 - diferencia\ estimada}{se}$$

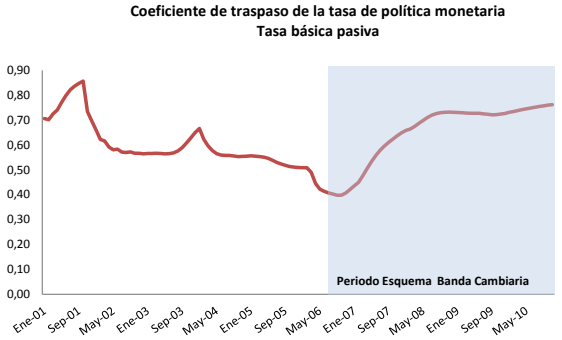
La diferencia estimada se obtiene a partir de la hipótesis nula, la cual en el caso de este estudio, es nula, debido a que un valor nulo en la diferencia de ambos reflejaría su igualdad. De esta forma, la formula anterior se reescribiría:

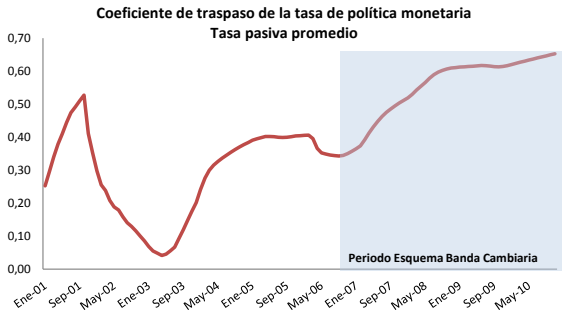
$$= \frac{\beta_1 - \beta_2}{se}$$

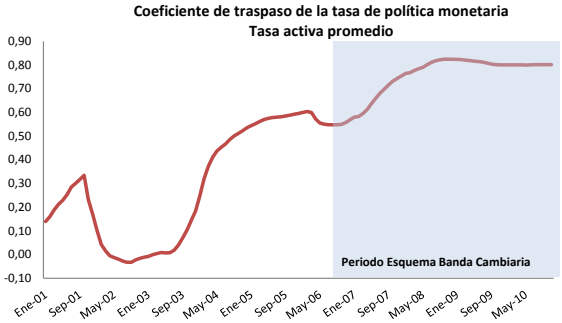
Finalmente, el valor crítico con el cual se realizará la prueba de hipótesis, corresponde al obtenido en la tabla t, con los siguientes grados de libertad:

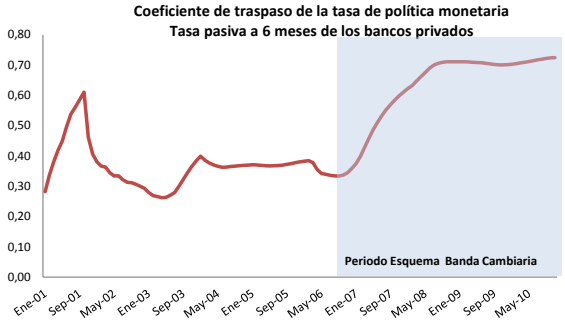
$$gl = \frac{s_1^2 + s_2^2}{\left\{\frac{\left(s_1^2/n_1\right)^2}{n_1 - 1} + \frac{\left(s_2^2/n_2\right)^2}{n_2 - 1}\right\}}$$

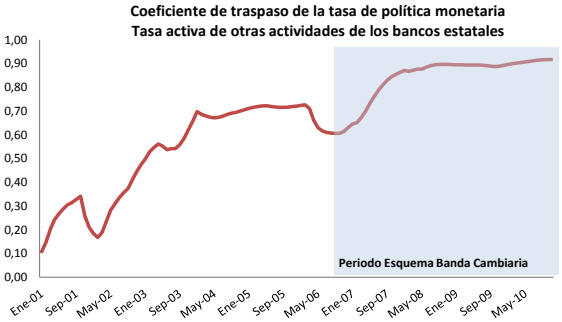
Anexo 8
Estimación del coeficiente de traspaso mediante regresiones recursivas
Periodo enero 2000- Noviembre 2010

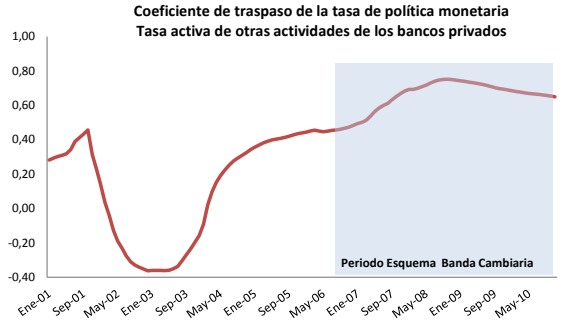












Fuente: *Elaboración propia.*

Anexo 9

Prueba de Wald para asimetría

$H_o: \alpha_1 = \alpha_2$

Estadístico	*Valor*	*df*	*Probabilidad*
1. TBP			
Estadístico-t	-0,4564	111	0,6490
Estadístico-F	0,2083	(1, 111)	0,6490
Ji-Cuadrado	0,2083	1	0,6481
2. TP6_P			
Estadístico-t	0,0205	124	0,9837
Estadístico-F	0,0004	(1, 124)	0,9837
Ji-Cuadrado	0,0004	1	0,9837
3.TP_P			
Estadístico-t	1,4028	107	0,1636
Estadístico-F	1,9679	(1, 107)	0,1636
Ji-Cuadrado	1,9679	1	0,1607
4. TO_E			
Estadístico-t	-0,6161	123	0,5390
Estadístico-F	0,3795	(1, 123)	0,5390
Ji-Cuadrado	0,3795	1	0,5379
5. TO_P			
Estadístico-t	1,5946	113	0,1136
Estadístico-F	2,5429	(1, 113)	0,1136
Ji-Cuadrado	2,5429	1	0,1108
6. TA_P			
Estadístico-t	-1,1631	112	0,2472
Estadístico-F	1,3529	(1, 112)	0,2472
Ji-Cuadrado	1,3529	1	0,2448

Fuente: *Elaboración propia*

Anexo 10.A
Resultados de la regresión
Ecuación adicional TBP

Variable dependiente: TBP
Método Generalizado de Momentos
Periodo de muestra ajustado: Marzo 2000- Noviembre 2010
Observaciones después de ajuste: 128
Variables Instrumentales: LN_ITCER DLN_ITCER TPM(-1) TBP(-2) GAP(-1) GAP(-3) LN_SUB_0(-1) LN_SUB_0(-3) DLN_SUB_0(-1) DLN_SUB_0(-3)

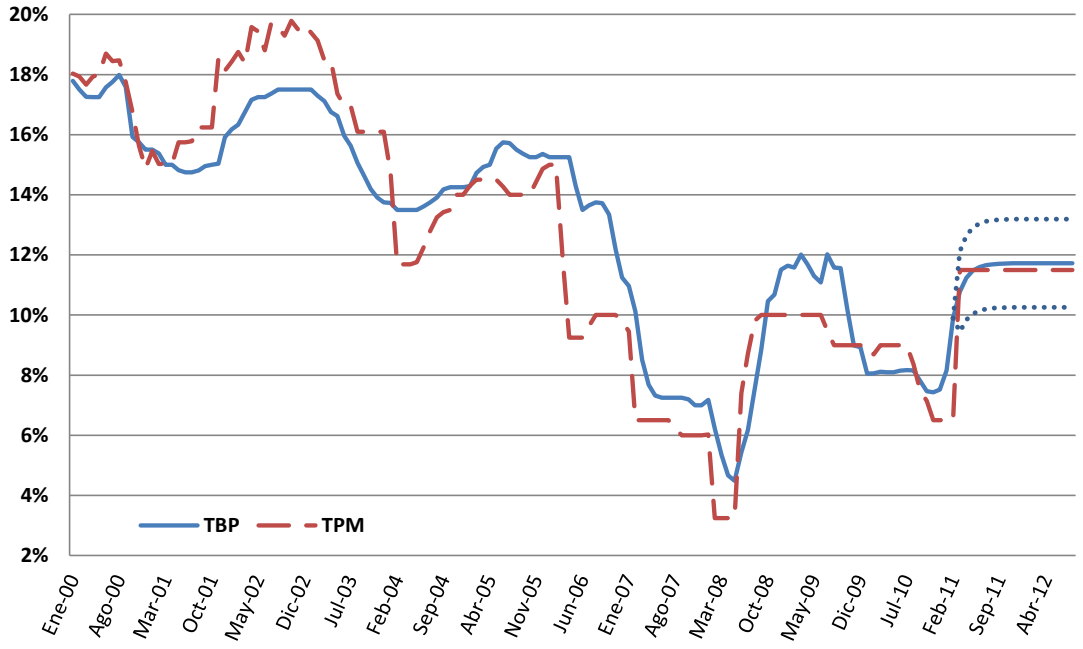
Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
TBP(-1)	0,532796	0,027705	19,23078	0,0000
TBP(1)	0,437967	0,036145	12,11681	0,0000
TPM_TBP	0,027933	0,010967	2,547043	0,0121

R cuadrado	0,997878	Estadístico J	3,790512
R cuadrado ajustado	0,997827	Probabilidad (Estadístico J)	0,705001

Anexo 10.B
Prueba de Wald:
H_0: C(1)+C(2)+C(3)=1

Prueba estadística	Valor	g.l.	Probabilidad
Estadístico t	-1,615395	124	0,1088
Estadístico F	2,609503	(1, 124)	0,1088
Xi cuadrado	2,609503	1	0,1062

Anexo 11
Ajuste de la TBP ante un choque de la TPM (%)
Enero 2000- Agosto 2012
Choque: Marzo 2011



Fuente: *Elaboración propia.*