




DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 003 | 2015

El orden de propagación de cambios en la tasa de política del Banco Central sobre las tasas de interés del sistema financiero en Costa Rica

José Pablo Barquero Romero
Angelo Orane Hutchinson

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



El orden de propagación de cambios en la tasa de política del Banco Central sobre las tasas de interés del sistema financiero en Costa Rica

José Pablo Barquero Romero*, Angelo Orane Hutchinson†

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

Resumen

Este estudio propone determinar el orden y magnitud de los efectos de cambios en la tasa de política monetaria sobre las tasas de interés del sistema bancario costarricense. Para esto se utilizan estimaciones de vectores autorregresivos estructurales (SVAR, por sus siglas en inglés).

La investigación abarcará el periodo comprendido entre enero de 1999 y febrero de 2014 y con especial interés en el periodo posterior a la introducción del régimen de banda cambiaria (finales de 2006), con el objetivo de determinar si el efecto de la política monetaria mejora.

Los resultados muestran que los cambios en la tasa de política monetaria se reflejan primeramente en las tasas pasivas de los bancos comerciales y luego de forma indirecta sobre las tasas activas. Con respecto a la diferencia entre bancos estatales y bancos privados, existe evidencia de que los bancos estatales reaccionan antes que los privados.

Palabras clave: efecto traspaso, tasa de política monetaria.

Clasificación JEL: E43, E44, E52

* Departamento de Investigación Económica. barquerorj@bccr.fi.cr

† Departamento de Investigación Económica. oraneha@bccr.fi.cr

The Propagation order of Changes in the Central Bank's policy rate to the Interest Rates of the Financial System in Costa Rica

José Pablo Barquero Romero[‡], Angelo Orane Hutchinson[§]

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 paper main objective is to determine the order and magnitude of the effect that changes in the monetary policy rate have over the interest rates in the Costa Rican banking system. In order to get these estimations the paper uses structural autoregressive vectors (SVAR).

The research covers the period between January 1999 and February 2014 and pays special interest to the period after the introduction of the new exchange rate system (end of 2006), this with the objective of identifying if the effect of the monetary policy has improved after the regime change.

The results show that changes in the monetary policy rate will first affect the passive interest rates of the commercial banks and then the pass-through works indirectly through the passive interest rates to the active interest rates. Regarding the differences between state-owned banks and private banks there is evidence that the state-owned banks react first than the private banks to changes in the monetary policy rate.

Key words: pass-through, policy-rate

JEL codes: E43, E44, E52

[‡] Department of Economic Research. Email address. barquerorj@bccr.fi.cr

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

Contenido

1. Introducción.....	1
2. Literatura Previa.....	2
3. Descripción de las variables.....	4
4. Estimaciones iniciales	6
4.1. Propiedades univariadas	6
4.2. Causalidad de Granger.....	6
4.3. Traspaso de Largo Plazo	7
4.4. Traspaso de Corto Plazo	8
4.5. Asimetría.....	9
5. Estimaciones del Orden de Propagación	13
5.1. Vectores Autoregresivos, VAR.....	13
5.2. Vectores Autoregresivos Estructurales (SVAR).....	14
5.3. Estimaciones para el periodo 2007-2014	16
5.4. Estimaciones para el periodo 1999-2007	17
6. Resultados de Simulación Dinámica	18
7. Conclusiones	25
8. Bibliografía	26
9. Anexos.....	28
9.1. Modelos con TBP	28
9.2. Cuadros Anexos	36

1. Introducción

A partir de junio del año 2011, el Banco Central de Costa Rica (BCCR) definió formalmente la tasa de política monetaria (TPM) como el principal instrumento de política monetaria, como parte de su estrategia de control monetario. Esto como uno de los pasos para la transición hacia un régimen de meta de inflación.

La TPM corresponde a la tasa de interés que utiliza el BCCR como referencia para conducir el costo de la liquidez. Siguiendo un enfoque Neo-Keynesiano, como el que siguen muchos bancos centrales, la tasa de interés de política debería ajustarse cuando se anticipan presiones que podrían desviar la inflación de la meta anunciada. En este marco se espera que la TPM actúe como señal para el resto de tasas de interés de mercado, las cuales tienen incidencia en la actividad real de la economía. De aquí que resulte importante analizar la efectividad con la cual cambios en la TPM afectan otras tasas.

Esta investigación se propone analizar el orden y la magnitud de la propagación de cambios originados en la TPM sobre un conjunto de tasas bancarias en Costa Rica. Si bien se han realizado investigaciones para obtener el coeficiente de traspaso directo entre tasa de política y las tasas de mercado, la presente investigación pretende estudiar el orden en que se realiza dicho traspaso. Estudios en el pasado han determinado que existe interacción entre las tasas de los intermediarios, por lo tanto, también se buscará cuantificar la propagación de los cambios en las tasas de interés sobre las otras tasas del sistema.

El método seleccionado para determinar el orden y magnitud de los efectos es la formulación y estimación de vectores autorregresivos estructurales (SVAR, por sus siglas en inglés), puesto que permite estimar efectos de cambios en las variables, de formas no recursivas, y por ende no es necesario conocer a priori el ordenamiento de las variables. La investigación abarcará el periodo comprendido entre enero de 1999 y febrero de 2014. Adicionalmente, se realizará una estimación específica para el periodo posterior a la introducción de la banda cambiaria (finales de 2006), con el objetivo de determinar si la modificación del régimen cambiario contribuyó a mejorar la transmisión de cambios en la TPM hacia las tasas del sistema financiero.

Se espera que determinar el orden con el que se propagan los cambios en la TPM permita una aplicación más eficiente de la tasa de interés como instrumento de política, al tener mejor conocimiento de cuáles sectores serán los afectados más directamente y más rápidamente por ella, y cuál es la interacción entre las tasas del sistema.

El presente trabajo se ordena de la siguiente manera. La segunda sección muestra los aspectos teóricos relevante a la investigación. La tercera sección presenta las variables que serán utilizadas y la justificación de su escogencia. La cuarta sección incluye las propiedades de las variables que justifican la aplicación de la metodología así como las estimaciones iniciales que motivan este trabajo. La quinta sección expone la especificación y estimación de la forma reducida (VAR). La sexta sección muestra los resultados del SVAR y el orden de propagación. La séptima sección presenta los resultados del análisis dinámico mediante funciones de respuesta al impulso y descomposición de la varianza. Finalmente, la octava sección incluye la discusión de resultados y las conclusiones.

2. Literatura Previa

Si un banco central utiliza la tasa de interés de corto plazo como principal instrumento de política monetaria para lograr su objetivo de estabilidad de precios, es necesario que las tasas de interés nominales tengan un nivel acorde con la meta de inflación. Es decir, la autoridad monetaria debe poseer un instrumento apropiado que permita influenciar las tasas de interés de mercado para cumplir este objetivo. La literatura resalta la importancia del estudio del traspaso hacia las tasas de interés del mercado, ya que de este efecto depende en buena parte la efectividad de la política monetaria.

El efecto traspaso ocurre cuando el Banco Central varía la tasa de interés de sus instrumentos y esta variación se traslada al resto de tasas del sistema financiero. Los trabajos más recientes en Costa Rica sobre este tema son los realizados por Durán y Esquivel (2008), por Monge y Muñoz (2011) y por Barquero y Mora (2014). Sin embargo es importante señalar que los primeros dos estudios no abarcan el periodo en el que BCCR contó con una tasa de política monetaria como tasa de referencia, mientras que el último si lo hace.

El primer estudio encuentra evidencia estadística de que el traspaso de cambios en la tasa de política monetaria hacia las tasas de interés del sistema financiero, tanto para las tasas activas como para las pasivas. Además, según afirman los autores, existe una tendencia de un traslado mayor hacia los bancos privados en contraste con los estatales. Concluyen mencionando que el efecto traspaso varió tras adoptar el régimen de banda cambiaria (no linealidad), y no encuentran evidencia de asimetría en el traspaso.

Por su parte, Monge y Muñoz (2011) señalan que no siempre el traspaso es completo y que tarda una cantidad determinada de tiempo en trasladarse al resto de tasas del mercado. Enumeran como razones las siguientes: las características estructurales de la

industria: si es perfectamente competitiva o pocos agentes concentran un gran poder de mercado; la existencia de información imperfecta y otras distorsiones de mercado. En su criterio, esto puede generar rigidices que afectan la velocidad y la magnitud con que reacciona el sistema financiero. Así, una alta concentración bancaria limita la competencia y reduce la reacción de los bancos ante la tasa de política y, por consiguiente, pueden disminuir la magnitud y la velocidad del mecanismo de transmisión hacia las demás tasas de interés.

Monge y Muñoz (2011) observan, además, que en el período de enero de 2000 a noviembre de 2010, en promedio las tasas de interés activas poseen un coeficiente de traspaso de largo plazo mayor en comparación con las tasas de interés pasivas. También concluyen que existe evidencia de un cambio estructural a partir de la adopción del nuevo régimen cambiario en octubre de 2006. Por último, encuentran que la velocidad de los movimientos de traspaso de la tasa de política monetaria es mayor en las tasas activas con respecto a las pasivas (ocho y trece meses, respectivamente).

Barquero y Mora (2014), realizan estimaciones del traspaso de la TPM hacia las tasas de interés de mercado utilizando modelos uni-ecuacionales, para cada tasa de interés analizada. Primeramente, se determinaron las relaciones de largo plazo, controlando por el cambio de régimen cambiario en el año 2006. Posteriormente utilizaron modelos de corrección de error para determinar la velocidad de ajuste de las tasas de interés ante cambios en la TPM.

Además, siguiendo lo propuesto por Monge y Muñoz (2011), se plantearon modelos según factores que podían incidir en el traspaso y la velocidad de ajuste de las tasas de interés. Específicamente se analizó:

- i. Cambio en el régimen cambiario (2006).
- ii. Asimetría entre ajustes al alza y a la baja.
- iii. Nivel de dolarización de depósitos del sistema bancario.
- iv. Índice de concentración de activos del sistema financiero.
- v. Resultado primario del Gobierno Central.
- vi. Resultado financiero del Banco Central de Costa Rica.

Los resultados encontrados fueron que el traspaso y la velocidad de ajuste aumentaron en el periodo posterior a la introducción de la banda cambiaria. Con respecto a los demás efectos se encontró lo siguiente. Un aumento de 1% en el nivel de dolarización reduce en 1,46%, el efecto traspaso. Un incremento en la concentración bancaria de un 1% tiene un efecto negativo de 0,14% en el traspaso. Un deterioro de 1% del resultado del Gobierno

central o del resultado del BCCR, ambos como proporción del PIB, reducen en 1,8% y 1,1%, respectivamente, el efecto traspaso.

Lo que resta del análisis del traspaso de cambios en la TPM hacia las tasas de interés es la determinación del orden en que estos cambios se propagan a lo largo del sistema. El presente estudio propone seguir lo propuesto por Amisano et al. (1997) donde realizan un estudio para la economía italiana con el objetivo de explicar el orden de traspaso de cambios en la tasa de política monetaria al resto de las tasas. Los autores encuentran que la tasa de política afecta directamente la tasa interbancaria y la tasa de bonos del tesoro a 3 meses. A su vez, la tasa interbancaria tiene efecto en la tasa de bonos del tesoro y las tasas activas bancarias. Finalmente, las tasas activas tienen efecto en las tasas de depósito bancarias.

Las siguientes secciones analizarán las variables y sus principales características así como los principales resultados previos necesarios para estimar el orden del efecto traspaso para el caso de Costa Rica.

3. Descripción de las variables

Debido a que el objetivo principal de la investigación es analizar la propagación de cambios en la TPM, es necesario seleccionar las tasas de interés. En primer lugar y dado que el BCCR no siempre contó con una tasa de interés de política como principal instrumento de control monetario, se necesita un indicador que refleje la postura de política del BCCR en el tiempo. Adicionalmente, se requiere seleccionar las tasas relevantes para la economía, y que tienen impacto en las decisiones de consumo e inversión, por tanto sobre el sector real.

Siguiendo a Barquero y Mora (2014), y con el fin de realizar estimaciones comparables, se decidió utilizar el Indicador de tasa de política monetaria¹ (ITPM), la tasa básica pasiva (TBP), la tasa de interés pasiva promedio a seis meses plazo de los bancos estatales (TID6_BE), la tasa de interés pasiva promedio a seis meses plazo de los bancos privados (TID6_BP), la tasa de interés activa para “otras actividades” de los bancos estatales² (TIPOA_BE) y la tasa de Interés activa para “otras actividades” de los bancos privados (TIPOA_BP).

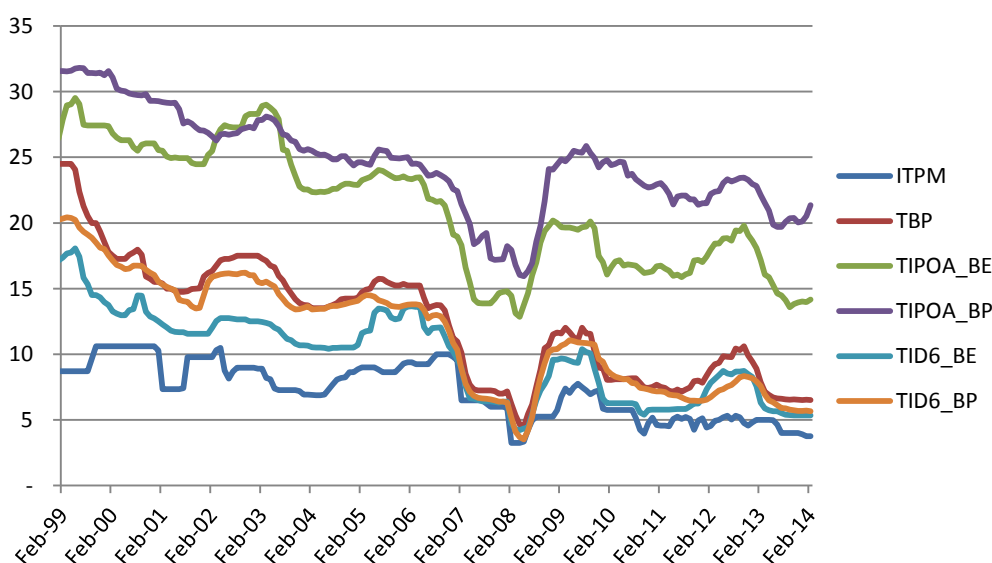
¹ El Indicador de Tasa de Política Monetaria se construyó a partir de Castro y Chaverri (2013).

² La tasa de interés de “otras actividades” está conformada por consumo, comercio y servicios, cuyos saldos representan el 54% del total de crédito al sector privado.

Estas variables serán agrupadas de acuerdo con su nivel de relación con la intención del BCCR en el siguiente orden:

1. **Indicador de Tasa de Política Monetaria (ITPM):** Antes del 2004 no existió una tasa de política monetaria explícita. A partir de febrero de ese año se definió una TPM, sin embargo, su definición cambió en repetidas ocasiones. Por lo tanto, Castro y Chaverri (2013) construyen un indicador de tasas de política, utilizando las tasas que en distintos periodos reflejaban la intención de política de las autoridades del BCCR. A partir del 2011, se define la Tasa de Política Monetaria como una tasa de referencia, la cual es ajustada por las autoridades monetarias acorde con sus decisiones de política.
2. **Tasa Básica Pasiva (TBP):** La tasa básica pasiva es un promedio ponderado de las tasas pasivas de los distintos grupos de intermediaciones que conforman las otras sociedades de depósitos³. Este indicador es construido por el BCCR. Se ubica en el segundo nivel ya que, si bien no es determinada por la autoridad monetaria, sí constituye una tasa de referencia para las tasas activas del sistema financiero.
3. **Tasas de interés de mercado (TID6_BE, TID6_BP, TIPOA_BE, TIPOA_BP):** Estas tasas se ubican en el tercer nivel ya que son las que afectan directamente el sector real de la economía, al influir en las decisiones de ahorro o crédito de los agentes.

**Gráfico 1: Nivel de tasas de interés en porcentajes
1999-2014**



Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR

³ Bancos comerciales públicos; bancos comerciales privados; cooperativas de ahorro y de crédito ; y mutuales de ahorro y préstamo

4. Estimaciones iniciales

4.1. Propiedades univariadas

Con base en la representación gráfica de las tasas de interés (gráfico 1), se puede contemplar que las variables parecen mantener una relación a lo largo del periodo de estudio. Esto es señal de posibles relaciones de cointegración en las tasas de interés. Por lo tanto, además del orden de la propagación de cambios, se buscará probar que las tasas mantienen una relación estable de largo plazo.

Se dice que un vector de series de tiempo y_t está cointegrado si todas las variables del sistema son integradas con el mismo orden y existe al menos una combinación lineal $\alpha'y_t$ que es estacionaria para un vector α distinto de cero.

Por lo tanto, como primer paso se debe analizar las series individuales para determinar su orden de integración. Para este efecto, se realizará la prueba de raíz unitaria Dickey Fuller aumentada. Las pruebas se realizaron con base en un modelo con intercepto y sin tendencia, con intercepto y tendencia, sin intercepto sin tendencia. Los resultados de las pruebas confirman que todas las series del sistema son integradas de orden 1 y por lo tanto podría existir al menos una relación de cointegración entre las variables.

4.2. Causalidad de Granger

Con el fin de verificar si existe una relación de precedencia entre las variables, se realizan pruebas de causalidad en el sentido de Granger, donde no se puede rechazar la hipótesis nula y, por lo tanto, existe evidencia de que los movimientos en la tasa de política monetaria causan, en el sentido de Granger, a los movimientos en las tasas del sistema financiero. También, se encontró que los movimientos en las tasas pasivas preceden a los movimientos en las tasas activas y que los movimientos en las tasas activas de los bancos estatales causan, en el sentido de Granger, los movimientos en las tasas activas de los bancos privados.

Seguidamente, se formularon modelos de largo plazo para evaluar los residuos de la regresión y determinar si existe una relación de largo plazo entre las diversas tasas de interés y la tasa de política monetaria. En el caso en que los residuos de la regresión poseen un grado de integración de orden cero, se establece que se obtuvieron a partir de una regresión cointegrante; en caso contrario, los residuos se obtuvieron de una regresión espuria. De los resultados de estas pruebas se puede concluir que hay evidencia

estadística que respalda la hipótesis de cointegración entre la tasa de política monetaria y el resto de tasas analizadas.

Posterior a la estimación de los coeficientes de traspaso, se evalúan las hipótesis de traspaso unitario por medio de los modelos de largo plazo, así como las hipótesis de linealidad y asimetría mediante la utilización de modelos de corrección del error.

4.3. Traspaso de Largo Plazo

Para estimar el efecto traspaso de largo plazo, se utilizó inicialmente el período de enero de 2000 a julio de 2013. Además, se formularon dos modelos adicionales de largo plazo, el primero sin considerar el cambio en el régimen cambiario del año 2006 y el segundo introduciendo esta modificación.

$$R_t^i = \beta_{i1} + \beta_{i2}ITPM_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde cada una de las tasas del sistema financiero R_t^i depende de la tasa de política monetaria $ITPM_t$, para la totalidad del período y dos modelos más, uno para antes del cambio de régimen y otro para después. En ambos modelos el coeficiente de traspaso se estima de forma independiente y lo captura el β_i respectivo. Luego, se evaluaron las hipótesis de traspaso unitario y de igualdad en coeficientes entre períodos por medio de la prueba de Wald. Los resultados de estas pruebas se muestran en el cuadro 1, estadísticas adicionales sobre la calidad de las estimaciones se encuentran en el Anexo 5.

Cuadro 1
Efecto traspaso de la tasa de política monetaria (ITPM) a las tasas del sistema financiero
Modelos de largo plazo*

	Pasivas				Activas		
	TBP	TP_SF	TID6_BE	TID6_BP	TA_SF	TIPOA_BE	TIPOA_BP
Enero de 2000-julio de 2013							
Efecto traspaso	0,75	0,82	0,73	0,80	0,69	0,54	0,63
Enero de 2000-octubre de 2006							
Efecto traspaso	0,56	0,61	0,55	0,50	0,51	0,37	0,52
Octubre de 2006-julio de 2013							
Efecto traspaso	0,92	1,01	0,89	1,06	1,06	0,85	1,05

/*: Todos los coeficientes son significativos al 5%

Fuente: Elaboración propia

Como lo indica el cuadro 1, el traspaso hacia las tasas promedio de los bancos estatales, tanto pasivas como activas, tiende a ser menor que el efecto a las tasas de los bancos privados. Por otra parte, si se compara el efecto traspaso hacia tasas pasivas y activas, se puede concluir que, durante el período completo (2000-2013) y el de paridad ajustable (2000-2006), este efecto tendió a ser mayor en las tasas pasivas, aunque durante el período de banda cambiaria (2006-2013) parece no haber diferencias significativas. Este último resultado difiere de la investigación de Durán y Esquivel (2008) y Monge y Muñoz (2011), quienes apuntan que el efecto traspaso tiende a ser mayor en las tasas activas en comparación con las pasivas, sin importar el período.

El resultado de la aplicación de la prueba de Wald para probar el traspaso unitario señala que únicamente después de la adopción del régimen de banda cambiaria no se puede rechazar que el efecto traspaso ha sido unitario. Por otra parte, durante el período de paridad ajustable, la evidencia estadística apunta a que el traspaso fue menor comparado con el período general y con el período de banda cambiaria. Para comprobar esto, se aplicó la prueba de Wald, donde la hipótesis nula corresponde a que ambos coeficientes son iguales. De acuerdo con los resultados de las pruebas, el efecto traspaso aumentó tras el cambio del régimen cambiario.

4.4. Traspaso de Corto Plazo

Después de la estimación de los efectos de largo plazo, se formulan los modelos de corrección del error, con el fin de estimar las velocidades de ajuste de las tasas de interés ante una perturbación generada por la tasa de política monetaria. Estos modelos se pueden representar con la siguiente forma funcional:

$$\Delta R_t^i = \sum_{k=1}^n \rho_{ik} \Delta R_{t-k}^i + \sum_{k=0}^m \alpha_{jk} \Delta ITPM_t + \delta_i \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde μ_t corresponde al término de error obtenido de las regresiones de largo plazo. De esta forma, los cambios de las tasas de interés dependen de sus valores pasados; y los cambios contemporáneos y pasados, de la tasa de política monetaria.

En el cálculo de la velocidad de ajuste, se empleó la fórmula utilizada por Monge y Muñoz (2011), quienes siguen a Hendry (1995), para calcular el número de períodos promedio en que tardan en realizarse los ajustes, la cual se puede representar como:

$$\gamma = -\left(\frac{\beta_{i2}-\omega_i}{\beta_{i2}*\delta_i}\right) \quad (3)$$

Donde la velocidad de ajuste γ es la diferencia entre el efecto traspaso de largo plazo β_{i2} y el efecto contemporáneo ω_i , dividido entre el producto del mecanismo de corrección del error δ_i (MCE) y el efecto traspaso de largo plazo. De esta fórmula se obtiene la velocidad de ajuste promedio en meses (VA). El resultado de estas estimaciones se presenta en el cuadro 2.

Cuadro 2
Coefficientes y velocidad de traspaso del ITPM a las tasas del sistema financiero

Períodos	Pasivas				Activas		
	TBP	TP_SF	TID6_BE	TID6_BP	TA_SF	TIPOA_BE	TIPOA_BP
Efecto contemporáneo	0,17	0,12	0,16	0,16	0,08	0,06	0,13
MCE	-0,09	-0,09	-0,10	-0,08	-0,08	-0,08	-0,10
VA en meses	8	10	8	10	11	12	8

Fuente: Elaboración propia

A partir de las estimaciones expuestas en el cuadro 2, es posible concluir que el efecto de un cambio en la tasa de los instrumentos de política monetaria, durante el período 2000-2013, tarda entre ocho y doce meses en trasladarse a las otras tasas del sistema financiero. Además, sería razonable pensar que, tras la adopción del nuevo régimen cambiario, estas velocidades hayan cambiado sustancialmente, así como que son distintas dependiendo de si el cambio en la tasa es positivo o negativo. Por estas razones, los próximos apartados de este estudio consideran modelos de corrección del error donde se tomen en cuenta estos factores que pueden influir sobre la velocidad de traspaso.

4.5. Asimetría

Con el fin de evaluar si la velocidad de ajuste del efecto traspaso varió a partir de octubre del 2006 con la adopción, de parte del BCCR, de un nuevo arreglo cambiario, se han formulado modelos de corto plazo, con mecanismos de corrección del error, que capten este cambio en la velocidad del ajuste. Esta metodología también fue utilizada por Monge

y Muñoz (2011) para probar la misma hipótesis, y ellos concluyeron que la velocidad de ajuste aumentó después de adoptar este régimen. El modelo propuesto tiene la siguiente forma funcional:

$$\Delta R_t^i = \sum_{k=1}^n \rho_{ik} \Delta R_{t-k}^i + \sum_{k=0}^m \alpha_{ik} \Delta ITPM_t + \delta_{i1} \mu_{t-1} + (\delta_{i1} \mu_{t-1}) d_{PA} + (\delta_{i2} \mu_{t-1}) d_{BC} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde ahora el término de error de los modelos de largo plazo se separa por medio de variables dicotómicas para poder captar la velocidad en cada período. Entonces, si $\delta_{i2} < \delta_{i1}$, quiere decir que la velocidad ha disminuido. En el cuadro 3 se observan los resultados de estos modelos.

Cuadro 3
Coefficientes y velocidad de traspaso del ITPM a las tasas del sistema financiero

Períodos	Pasivas				Activas		
	TBP	TP_SF	TID6_BE	TID6_BP	TA_SF	TIPOA_BE	TIPOA_BP
Efecto contemporáneo	0,18	0,13	0,16	0,16	0,09	0,07	0,13
A. Coeficientes							
MCE durante paridad ajustable	-0,07	-0,04	-0,11	-0,07	-0,05	-0,06	-0,07
MCE durante banda cambiaria	-0,11	-0,17	-0,09	-0,08	-0,11	-0,11	-0,12
B. Velocidad de ajuste en meses							
Modelo general	8	10	8	10	11	12	8
Período paridad ajustable	11	20	7	11	16	15	11
Período banda cambiaria	7	5	9	11	9	9	7

Fuente: Elaboración propia

De acuerdo con los resultados, la velocidad del ajuste ha aumentado a partir del inicio del sistema de banda cambiaria. Mientras que la velocidad de ajuste en el período de paridad ajustable rondaba (dependiendo de la tasa) entre los siete y veinte meses, durante el período de banda cambiaria ha oscilado entre cinco y once meses.

Las únicas tasas que no mostraron cambio en la velocidad de ajuste fueron la tasa de depósitos de los bancos estatales y la de los bancos privados. No obstante, se debe recordar que durante el período de banda el efecto de largo plazo ha resultado ser mayor. En esta línea, se podría deducir que se requiere la misma cantidad de meses para trasladar

un efecto que estadísticamente es mucho mayor comparado con el período de paridad ajustable.

Por consiguiente, se puede observar cómo una mayor flexibilidad cambiaria aumenta el efecto traspaso hacia las tasas de interés del sistema financiero y le brinda al BCCR una mayor capacidad para poder emplear una política monetaria más efectiva.

También es posible probar la hipótesis que, cuando aumenta la tasa de política monetaria, los bancos aumentan las tasas con mayor rapidez; y, por el contrario, cuando la tasa de política cae, los bancos disminuyen las tasas más lentamente.

Para probar esta hipótesis, se crearon dos variables dicotómicas con los siguientes valores:

$$(5) \quad d_{(-)} = \begin{cases} 1 & \text{si } \mu_t < 0 \\ 0 & \text{si } \mu_t > 0 \end{cases} \quad (6) \quad d_{(+)} = \begin{cases} 1 & \text{si } \mu_t > 0 \\ 0 & \text{si } \mu_t < 0 \end{cases}$$

Lo anterior se debe a que, a partir de una situación de igualdad entre ambas partes de esta ecuación, se puede desprender que, ante aumentos del ITPM, se genera una desviación negativa del residuo; y, al contrario, si se da una disminución del ITPM, se presenta una desviación positiva del error (Monge y Muñoz, 2011).

$$\Delta R_t^i = \sum_{k=1}^n \rho_{ik} \Delta R_{t-k}^i + \sum_{k=0}^m \alpha_{ik} \Delta ITPM_t + \delta_{i1} \mu_{t-1} + (\delta_{i1} \mu_{t-1}) d_{(-)} + (\delta_{i2} \mu_{t-1}) d_{(+)} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Ahora, a partir de los modelos de corrección del error planteados anteriormente, se introducen las nuevas variables creadas. En este caso, si $\delta_{i1} < \delta_{i2}$, quiere decir que, ante choques positivos del ITPM (un residuo negativo), el traspaso hacia las tasas de interés se efectúa con mayor rapidez.

Con respecto a esta hipótesis, Durán y Esquivel (2008) no hallaron evidencia de asimetría en el traspaso para Costa Rica. En la investigación de Monge y Muñoz (2011), los coeficientes δ_{i1} y δ_{i2} no resultaron estadísticamente distintos, pero lograron establecer algunas conclusiones a partir de la cantidad de meses promedio que tardan en ajustarse las tasas ante choques de la tasa de política monetaria.

En el caso del presente estudio, no se pudo comprobar que ambos coeficientes son distintos para el caso de las tasas pasivas y activas de los bancos estatales, así como para la tasa pasiva promedio del sistema financiero en tanto que, para la tasa activa promedio

del sistema financiero (TA_SF) y la tasa activa para otras actividades de los bancos privados (TOA_BP), la diferencia promedio es hasta de ocho meses (cuadro 4).

En la tasa activa promedio del sistema financiero, ante choques negativos (un aumento del ITPM) la velocidad promedio es de siete meses, y ante choques positivos (una disminución del ITPM) el traspaso tarda diecisiete meses en promedio. Si se compara con la velocidad de la tasa pasiva promedio del sistema financiero, de nueve y once meses ante choques negativos y positivos respectivamente, se puede concluir que los bancos aumentan con mayor rapidez las tasas activas que las tasas pasivas ante aumentos en la TPM y disminuyen más rápidamente las pasivas que las activas ante disminuciones en la TPM, con el posible propósito de aumentar su margen de intermediación financiera por un determinado período.

Cuadro 4
Asimetría en la velocidad del traspaso del ITPM a las tasas del sistema financiero
Modelos de corto plazo
Período 2000M1 2013M7

Periodos	Pasivas				Activas		
	TBP	TP_SF	TID6_BE	TID6_BP	TA_SF	TIPOA_BE	TIPOA_BP
Velocidad de ajuste en meses							
Modelo general	8	10	8	10	11	12	8
Ante choques negativos	6	11	7	5	7	10	5
Ante choques positivos	10	9	9	19	17	12	12

Fuente: Elaboración propia

Esto sucede de igual forma para el caso de las tasas activas de los bancos privados, donde, ante un aumento del ITPM, se tarda en promedio cinco meses en trasladar su efecto, mientras que, ante disminuciones, se tarda doce meses en promedio.

Con respecto a las tasas pasivas, no se halló evidencia de que, ante disminuciones del ITPM, los bancos reaccionaron con mayor rapidez. Para el caso de la TP_SF y la TD6_BE, no se puede concluir que ambos coeficientes sean estadísticamente distintos; y para el caso de la TBP y la TD6_BP, se encontró que reaccionan con mayor rapidez ante aumentos del ITPM. Sin embargo, no es posible afirmar que las tasas activas reaccionan con mayor rapidez antes choques negativos o positivos (con excepción de los bancos estatales).

Asimismo, se estimaron modelos donde se prueba la hipótesis de asimetría y no linealidad simultáneamente. Los resultados son bastante similares a los anteriores y no modifican de forma sustancial ninguna de las conclusiones presentadas, aunque se aprecia una disminución en la velocidad de meses promedio que tarda en ajustarse el efecto traspaso al adoptarse el nuevo régimen cambiario, tanto en choques positivos como negativos.

5. Estimaciones del Orden de Propagación

5.1. Vectores Autoregresivos, VAR

Una vez que se han determinado las características del efecto traspaso se procede a estimar un modelo VAR como forma reducida del VAR estructural. Dado que todas las series son integradas del mismo orden, entonces el VAR admite una representación en niveles si las variables están cointegradas. Entonces, en caso de que se presente cointegración entre las variables, el modelo general del VAR es el siguiente:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Donde $y_t' = (\text{ITPM}_t, \text{TID6_BE}_t, \text{TID6_BP}_t, \text{TIPOA_BE}_t, \text{TIPOA_BE}_t)^4$ y ε_t es el vector de errores tal que $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$ y $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$. p es el número de rezagos, el cual debe determinarse según criterios de información usuales. El primer paso es seleccionar el número de rezagos p del VAR, para esto se utilizan los criterios de información Akaike, Schwarz y Hannan Quinn, los cuales indican un modelo con dos rezagos.

Con el objetivo de verificar la estabilidad del VAR se analizan las raíces del vector propio. Todas se encuentran dentro del círculo unitario, por lo que se confirma la estabilidad. Posteriormente, se analiza la correlación serial entre los residuos para poder rechazar la existencia de relaciones espurias y se confirma que los residuos no están correlacionados.

⁴ El orden de las variables no es relevante para esta primera parte. La estimación del SVAR será el determinante final del orden de la propagación de los cambios. Sin embargo, debido a que se tiene cierta idea sobre dicho ordenamiento, se decide estimar el VAR de esta manera. Se mostrará más adelante que esto simplifica en cierto modo la identificación del SVAR.

Una vez determinado el modelo del VAR, se procede con el análisis de cointegración. Con esta prueba se determinará el número de relaciones de cointegración entre las tasas de interés. Los vectores estimados podrán interpretarse como la relación de largo plazo que mantienen las variables. Se obtienen resultados que sugieren como máximo un vector de cointegración.

Con la adopción de la banda cambiaria, al permitir que el tipo de cambio fluctúe libremente dentro de ciertos límites, se rompe la trinidad imposible, lo que le brinda mayor libertad al BCCR para ejercer política monetaria. Como se mostró anteriormente la magnitud del traspaso y la velocidad de ajuste de TPM hacia las tasas de interés del mercado aumentan luego de la introducción de la banda. A luz de estos resultados, resulta importante analizar cómo se comporta el orden en la propagación de cambios en la tasa de política dentro de este periodo.

Por lo tanto se procede a estimar dos modelos similares al anterior, uno comprendido por el periodo entre enero 1999 y enero 2007, y el segundo para el periodo entre febrero 2007 y febrero 2014. De esta manera, se puede realizar el análisis anterior, pero considerando los cambios en la efectividad de la política monetaria a partir del cambio de régimen cambiario.

Se estima un modelo adicional que incluye a la TBP como variable endógena. Sus resultados pueden observarse en los anexos.

Tomando en cuenta todo lo anterior, se estiman los modelos señalados anteriormente. En ambos períodos, el criterio Hannan-Quinn sugiere, de nuevo, un modelo con 2 rezagos. La prueba de autocorrelación serial también confirma el uso de 2 rezagos. También se cumplen las condiciones de estabilidad. Al realizar la prueba de la traza para la determinación de cointegración se observa que las variables sí presentan una relación de cointegración.

5.2. Vectores Autoregresivos Estructurales (SVAR)

Luego del análisis de cointegración, se procederá con la estructuralización del modelo SVAR. Este es el paso que permitirá inferir sobre el orden de la propagación de cambios en el ITPM. Se utilizará el método de las matrices AB, donde se toma la forma reducida y se realiza lo siguiente:

$$Ay_t = A\beta_1 y_{t-1} + A\beta_2 y_{t-2} + \dots + A\beta_p y_{t-p} + A\varepsilon_t \quad (9)$$

$$A\varepsilon_t = B e_t \quad (10)$$

$$E(e_t) = 0, \quad E(e_t e_t') = I_n \quad (11)$$

La idea básica de esta especificación es que permite modelar los efectos instantáneos entre las tasas de interés mediante el efecto de choques ortonormales (e_t). De esta manera, se puede cuantificar el efecto contemporáneo del cambio en una tasa en particular (ε_{it}), sobre otra tasa (ε_{jt}). Para determinar el orden de propagación, entonces se observará cuáles tasas son las afectadas directamente de forma instantánea por el ITPM, y en cuáles el efecto se canaliza por medio de otras tasas de interés.

Los aspectos de la modelación son los siguientes. Se tiene que:

$$A\varepsilon_t = B e_t \quad (12)$$

$$A\varepsilon_t \varepsilon_t' A = B B' \quad (13)$$

$$A \Sigma A = B B' \quad (14)$$

Esta última ecuación impone un conjunto de $\frac{n(n+1)}{2}$ restricciones en los parámetros de **A** y **B**, por lo que quedan $2n^2 - \frac{n(n+1)}{2}$ parámetros libres. Para que el modelo quede identificado es necesario imponer esa cantidad de restricciones.

Dado que se supone que los choques contenidos en e_t son exógenos, no existen relaciones entre ellos. Entonces se determina la matriz B como una matriz diagonal. De esta manera, se tienen bien determinadas ($n^2 - n$) restricciones. Para imponer el resto de las restricciones requeridas, se inicia suponiendo que la matriz A es triangular inferior, normalizando con valores de 1 en la diagonal.

Se inicia de esta manera debido a que se tiene cierta hipótesis sobre el orden de la propagación, por lo que de forma inicial se trabaja a partir de dicha hipótesis. Una matriz A triangular inferior implica que las tasas de interés son afectadas únicamente por las series que las precedan en el ordenamiento del SVAR. Como se había indicado en la sección anterior, se tiene una conjetura sobre el orden de la propagación, por lo que se decide ordenar las variables de acuerdo con ello.

Por lo tanto, las restricciones restantes ya están impuestas y el SVAR estará exactamente identificado. Una vez estimadas, se pueden eliminar los coeficientes no significativos (al 10%) debajo de la diagonal en A. Se analizan distintos ordenamientos de las variables, con el objetivo de detectar algún orden de propagación diferente al conjeturado anteriormente. Como se está iniciando con una matriz A triangular inferior, entonces reacomodando las variables se podrán cuantificar efectos de traspaso distintos a los supuestos.

El resultado obtenido es el siguiente:

$$\varepsilon_{ITPM} = 0,4910e_{ITPM} \quad (21)$$

$$\varepsilon_{TID6_BE} = 0,3558e_{TID6_BE} + 0,1688\varepsilon_{ITPM} \quad (22)$$

$$\varepsilon_{TID6_BP} = 0,2326e_{TID6_BP} + 0,1052\varepsilon_{ITPM} + 0,2082\varepsilon_{TID6_BE} \quad (23)$$

$$\varepsilon_{TIPOA_BE} = 0,3627e_{TIPOA_BE} + 0,2929\varepsilon_{TID6_BE} + 0,5138\varepsilon_{TID6_BP} \quad (24)$$

$$\varepsilon_{TIPOA_BP} = 0,3853e_{TIPOA_BP} + 0,3626\varepsilon_{TID6_BP} \quad (25)$$

Se observa un orden de propagación bastante similar al conjeturado. Se tiene que el ITPM tiene efecto directo en las tasas pasivas de bancos tanto estatales como privados. Por otro lado, las tasas de bancos estatales afectan directamente las tasas pasivas de los bancos privados. Mientras que las tasas activas de los bancos privados son afectadas únicamente por las tasas pasivas de bancos privados. Este resultado comprueba la noción de que los bancos privados actúan como seguidores de los bancos estatales.

5.3. Estimaciones para el periodo 2007-2014

A continuación se presentan los resultados de las estimaciones realizadas para el periodo posterior a la introducción de la banda cambiaria. Como se mencionó estos pueden revelar información adicional de los cambios causados por esta política:

$$\varepsilon_{ITPM} = 0,4994e_{ITPM} \quad (21)$$

$$\varepsilon_{TID6_BE} = 0,3309e_{TID6_BE} + 0,3092\varepsilon_{ITPM} \quad (22)$$

$$\varepsilon_{TID6_BP} = 0,2276e_{TID6_BP} + 0,2162\varepsilon_{ITPM} + 0,1493\varepsilon_{TID6_BE} \quad (23)$$

$$\varepsilon_{TIPOA_BE} = 0,3259e_{TIPOA_BE} + 0,3487\varepsilon_{TID6_BE} + 0,7040\varepsilon_{TID6_BP} \quad (24)$$

$$\varepsilon_{TIPOA_BP} = 0,4580e_{TIPOA_BP} + 0,6067\varepsilon_{TID6_BP} \quad (25)$$

Comparando estos resultados con los obtenidos para el período completo de muestra, 1999-2014, se puede apreciar claramente que el efecto contemporáneo de cambios en el ITPM sobre las demás tasas ha aumentado. Los efectos directos del ITPM sobre las tasas pasivas son más fuertes, lo que a su vez provoca mayores efectos en las tasas activas. Esta es una señal de que la capacidad de influencia de política monetaria del BCCR aumentó con el cambio de régimen cambiario. El orden de la propagación no varió, pues se mantiene el efecto directo del ITPM únicamente sobre las tasas pasivas, tanto estatales como privadas.

5.4. Estimaciones para el periodo 1999-2007

Para efectos de comparación, se realizó el ejercicio nuevamente, esta vez para el periodo anterior al cambio en el régimen de tipo de cambio. Esto con el objetivo de ilustrar la efectividad del ITPM como instrumento de política en el contexto de un régimen de paridad ajustable. Mostrar la propagación de los cambios del ITPM durante este periodo es una manera de mostrar uno de los beneficios de un régimen cambiario más libre. El resultado de la estimación fue el siguiente:

$$\varepsilon_{ITPM} = 0,4561e_{ITPM} \quad (21)$$

$$\varepsilon_{TID6_BE} = 0,3676e_{TID6_BE} \quad (22)$$

$$\varepsilon_{TID6_BP} = 0,2151e_{TID6_BP} + 0,1414\varepsilon_{TID6_BE} \quad (23)$$

$$\varepsilon_{TIPOA_BE} = 0,3583e_{TIPOA_BE} + 0,2738\varepsilon_{TID6_BE} + 0,3747\varepsilon_{TID6_BP} \quad (24)$$

$$\varepsilon_{TIPOA_BP} = 0,2447e_{TIPOA_BP} + 0,1228\varepsilon_{TID6_BP} \quad (25)$$

Durante este periodo, el efecto contemporáneo directo del ITPM sobre las demás tasas de interés no es estadísticamente significativo. Esto podría deberse a que la libertad de

acción del BCCR estaba limitada por el compromiso de mantener el tipo de cambio. Debido a ello, el nivel del ITPM podía no ser congruente con las acciones que tomaba el BCCR, y por ende el resultado efectivo sobre las tasas de interés de mercado no reflejaba cambios del ITPM.

Tomando en cuenta los modelos, es posible concluir el orden de la propagación de cambios en el ITPM. Se tiene que el ITPM afecta primeramente las tasas pasivas de los bancos estatales. También afecta de forma contemporánea las tasas pasivas de bancos privados, pero estos también son influenciados por los bancos estatales. El siguiente nivel lo ocupan las tasas activas de bancos estatales. Finalmente se encuentran las tasas activas de bancos privados, las cuales son influenciadas únicamente por las tasas pasivas de bancos privados.

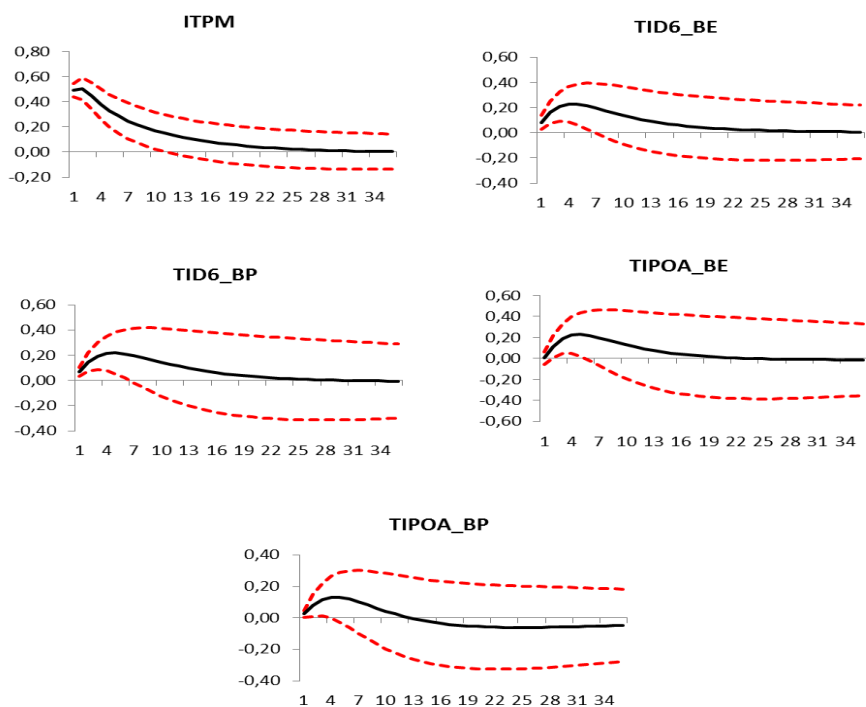
6. Resultados de Simulación Dinámica

En esta sección se realizan simulaciones mediante funciones de respuesta al impulso (IRF, por su nombre en inglés) y descomposición de la variancia del error de predicción (FEVD). Se inicia con las IRF, tomando como horizonte un periodo de 36 meses. Como impulso, se afecta el sistema mediante una innovación correspondiente a una desviación estándar de la variable. Se grafican las respuestas según la descomposición estructural para todas las variables.

De los resultados de estas estimaciones, se pueden realizar inferencias sobre la dinámica de choques en tasas de interés en el mediano y largo plazo, más allá de los efectos contemporáneos obtenidos en la sección anterior.

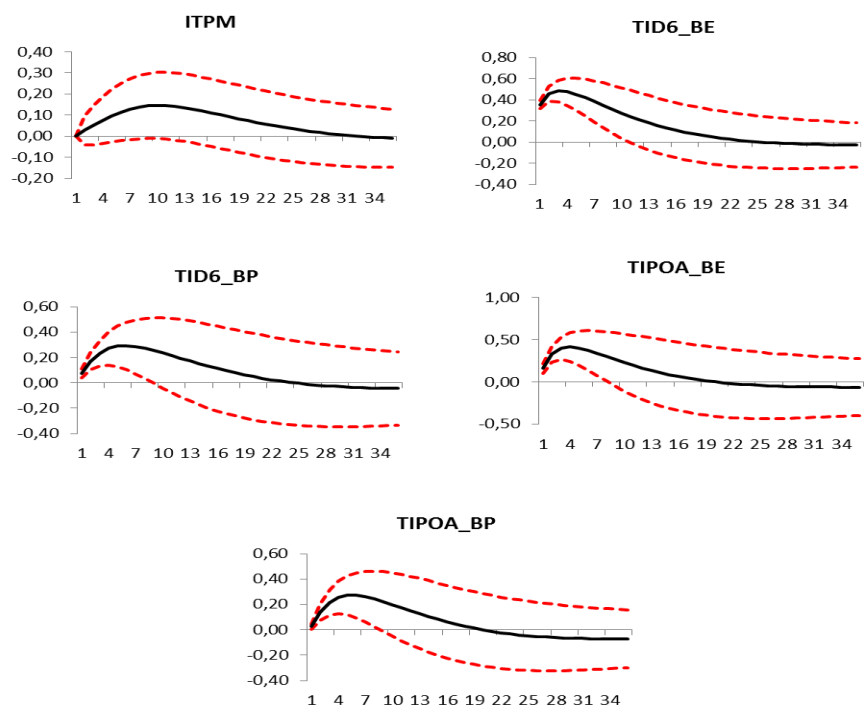
Se inicia con el análisis de un choque en el ITPM. Todas las tasas del sistema son afectadas en forma significativa dentro de los primeros 7 meses, con algunas variaciones dependiendo de la tasa (gráfico 3). Esto es coherente con la definición de la TPM como instrumento de política monetaria, ya que se encuentra que es la única tasa que afecta a todas las demás de forma significativa. Asimismo, se observa que las tasas activas son eventualmente influenciadas por el ITPM, conclusión que no podía realizarse con base en los efectos contemporáneos.

Gráfico 3. Respuesta de las tasas de interés a choque de una desviación estándar en el ITPM



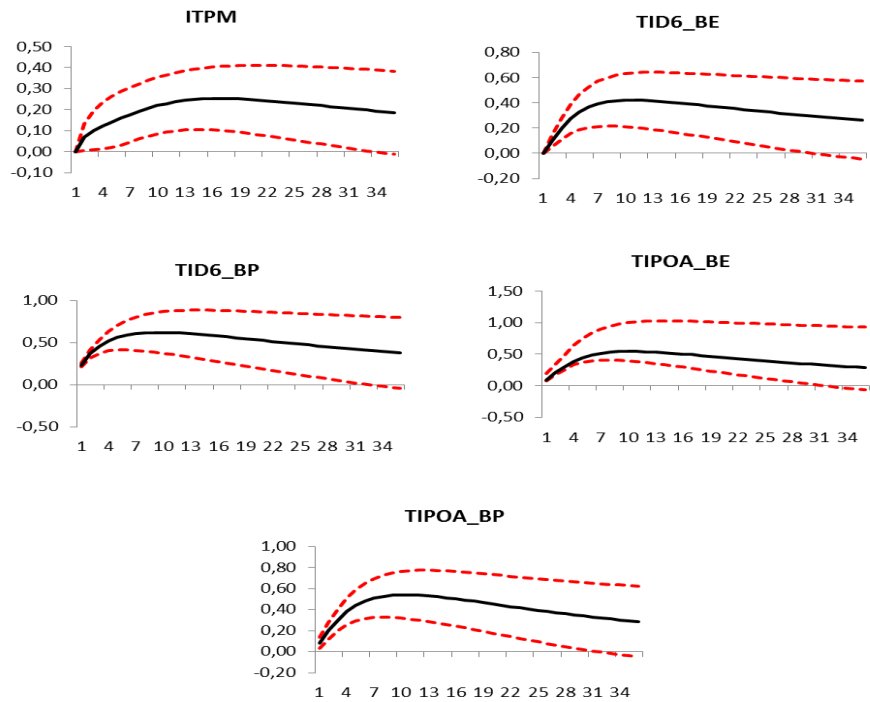
Por su parte, las variaciones en la TID6_BE tienen efecto sobre todas las tasas con excepción del ITPM (gráfico 4). La influencia es más fuerte durante el segundo trimestre posterior al choque.

Gráfico 4: Respuesta de las tasas de interés a choque de una desviación estándar en la TID6_BE



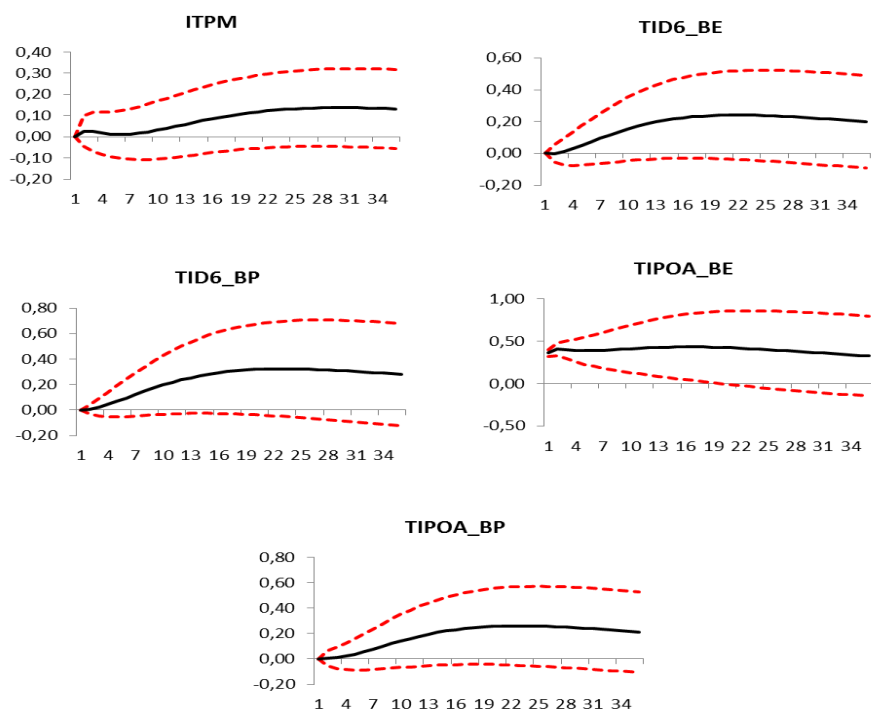
En el caso de la TID6_BP esta tiene efectos significativos de impacto para todas las tasas. El efecto en esta serie se vuelve significativo a partir del primer mes. El efecto en las tasas se mantiene significativo desde 10 hasta 16 meses posteriores al choque. La influencia más persistente se presenta sobre la serie TIPOA_BE, lo cual es consistente con la noción de que las entidades bancarias fijan sus tasas activas con base en las tasas pasivas.

Gráfico 5: Respuesta de las tasas de interés a choque de una desviación estándar en la TID6_BP



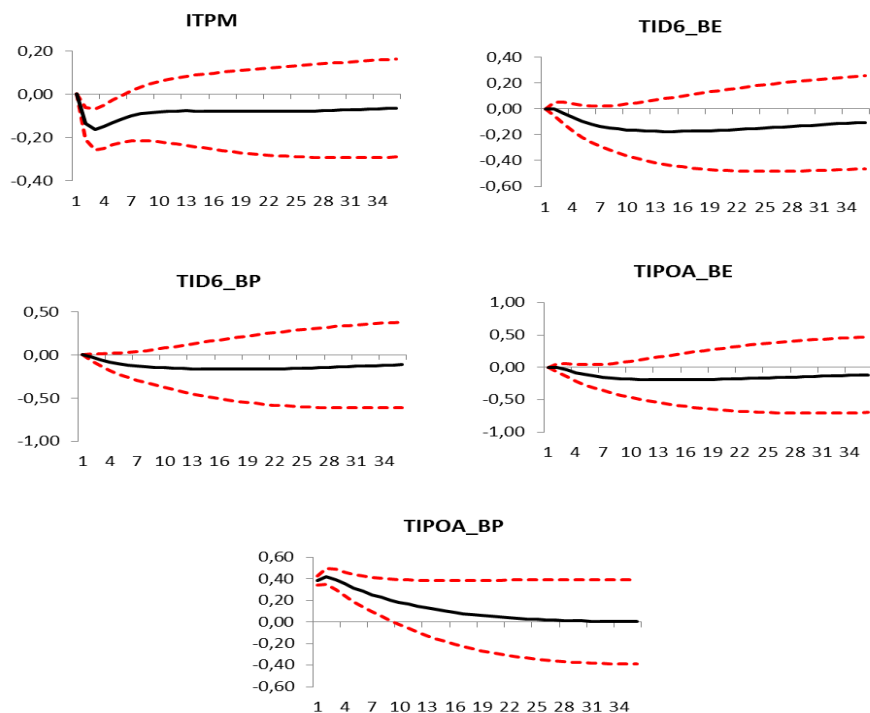
Con respecto a las estimaciones para la serie TIPOA_BE sus cambios únicamente tienen efectos significativos sobre sí misma, a lo largo de todo el horizonte de estudio. Esto valida los resultados del SVAR, en donde se encuentra que las tasas activas son las últimas en ser influenciadas por cambios en las demás tasas del sistema.

Gráfico 6: Respuesta de las tasas de interés a choque de una desviación estándar en la TIPOA_BE



Por último, en el caso de la serie TIPOA_BP sus cambios no tienen efectos de impacto sobre ninguna de las otras tasas, pero se encuentra que el ITPM presenta influencia significativa durante el primer trimestre posterior al choque. Es importante aclarar que esta variación es negativa, es decir que ante un choque en la TIPOA_BP, el ITPM reaccionará a la baja durante el trimestre posterior al choque.

Gráfico 7: Respuesta de las tasas de interés a choque de una desviación estándar en la TIPOA_BP



Adicionalmente y después del análisis de respuesta al impulso, se analiza la exogeneidad de las variables estudiadas mediante una descomposición de la variancia de los errores de pronóstico, utilizando la forma estructural del VAR. En los siguientes cuadros se presentan los resultados de la descomposición.

Cuadro 5
Descomposición de la variancia de los errores de pronóstico

ITPM	ITPM	TD6_BE	TD6_BP	TOA_BE	TOA_BP
1	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
6	83,3820	2,5254	5,9991	0,1504	7,9431
12	66,4778	7,7326	17,8037	0,4179	7,5681
36	35,8537	6,4671	40,6313	9,5396	7,5083
TD6_BE					
1	5,1464	94,8536	0,0000	0,0000	0,0000
6	13,0027	64,8476	20,0348	0,4784	1,6366
12	10,9806	44,8111	35,8554	3,6516	4,7014
36	6,3407	21,3539	47,5544	16,3319	8,4192
TD6_BP					
1	7,3815	8,5298	84,0887	0,0000	0,0000
6	11,4628	17,0414	68,8070	0,8765	1,8124
12	8,4863	13,2899	70,3587	4,6184	3,2468
36	4,1903	5,6712	66,6837	18,2797	5,1751
TOA_BE					
1	2,0991	11,9315	8,4143	77,5551	0,0000
6	11,0783	22,4484	35,0336	30,1263	1,3134
12	8,0414	13,6509	49,6257	25,6379	3,0441
36	3,8602	5,8243	56,1909	29,6254	4,4992
TOA_BP					
1	0,3978	0,4597	4,5315	0,0000	94,6111
6	4,0043	15,0841	38,1572	0,2769	42,4775
12	2,6712	12,9264	57,0327	2,7598	24,6099
36	1,2218	6,6673	64,9246	15,7979	11,3885

Como era de esperarse, basados en las estimaciones anteriores, la descomposición de la variancia de la ITPM corrobora la exogeneidad de esta serie, pues su variancia durante el primer mes es completamente explicada por sí misma. Al ser determinada por las autoridades del BCCR, la variancia de los errores no debería ser influenciada por las demás tasas. Con el paso del tiempo, su variabilidad sí es determinada en parte por las demás tasas pero siempre explicando la mayor proporción de su variabilidad por sí misma a lo largo del horizonte estudiado. Por lo tanto, se concluye que el ITPM sí es exógeno durante el periodo de estudio.

7. Conclusiones

En primer lugar, los resultados iniciales mostraron que el traspaso y la velocidad de ajuste aumentaron en el periodo posterior a la introducción de la banda cambiaria. Con respecto a los demás efectos se encontró lo siguiente. Un aumento de 1% en el nivel de dolarización reduce en 1,46%, el efecto traspaso. Un incremento en la concentración bancaria de un 1% tiene un efecto negativo de 0,14% en el traspaso. Un deterioro de 1% el resultado fiscal del Gobierno central o del resultado financiero del BCCR, ambos como proporción del PIB, reducen en 1,8% y 1,1%, respectivamente, el efecto traspaso.

Además, como parte del objetivo principal de este estudio, se logra determinar el orden de propagación de cambios en el ITPM donde los cambios en la tasa de política monetaria van a reflejarse primeramente en las tasas pasivas de los bancos comerciales y luego los cambios en las últimas afectan las tasas activas, es decir, no hay evidencia de un efecto directo contemporáneo del ITPM sobre las tasas activas, sino que el traspaso se da a través de las tasas pasivas, de forma indirecta. Este hecho coloca a las tasas activas por debajo de las pasivas en el orden de propagación. En los modelos en que se incluye la TBP, este indicador se encuentra por encima de las tasas pasivas comerciales.

Con respecto a la diferencia entre bancos estatales y bancos privados, existe evidencia de que los bancos estatales reaccionan antes que los privados. Esto se concluye debido a que en el modelo sin TBP, las tasas de los bancos privados eran influenciadas por las tasas de los bancos estatales, pero no al contrario. Además, el efecto de impacto directo del ITPM tiende a ser mayor sobre las tasas de bancos estatales.

Otro resultado importante, es que a través de las funciones de respuesta al impulso se logra confirmar que el ITPM tiene efecto sobre todas las tasas del mercado durante los primeros meses posteriores al cambio. Por otro lado, el efecto de las demás tasas sobre el ITPM es nulo en la mayoría de los casos y cuando es significativo se da luego de un número importante de meses. Esto permite confirmar la exogeneidad del ITPM, y por ende su idoneidad como mecanismo de transmisión de política.

8. Bibliografía

- Amisano, G., & Giannini, C. (1996). *Topics in Structural VAR Econometrics*. Brescia.
- Amisano, G., Cesura, M., Giannini, C., & Seghelini, M. (1997). The Transmission Mechanism Among Italian Interest Rates. *Statistica*.
- Barquero Romero, J. P., & Mora Guerrero, D. R. (Enero de 2014). El efecto traspaso de la tasa de interés de instrumentos del Banco Central hacia el resto de tasas. *Banco Central de Costa Rica*.
- Betancourt, R., Vargas, H., & Rodríguez, N. (2006). Interest Rate Pass-Through in Colombia: A Micro-Banking Perspective. *Banco de la República, Colombia*.
- Bondt, G. d. (2002). Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level. *European Central Bank*.
- Castro, A., & Chaverri, C. (2013). Indicador de tasa de política monetaria del Banco Central de Costa Rica. San José: DT-11-2013. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.
- Durán-Viquez, R., & Esquivel-Monge, M. (2008). Policy Rate Pass-Through: Evidence From The Costa Rican Economy. *Documento de Investigación: DIE-05-2008-DI*. Departamento de Investigación, Banco Central de Costa Rica.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 1057-1072.
- Espinoza, R., & Prasad, A. (2012). Monetary Policy Transmission in the GCC Countries. *IMF Working Paper*.
- Granger, C., & Newbold, P. (1974). Experience with Forecasting Univariate Time Series and the Combination of Forecasts. *Journal of the Royal Statistical Society*, 131-165.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Hansen, H., & Johansen, S. (1999). Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-models. *The Econometrics Journal*, 306-333.
- Hendry, D. F., & Morgan, M.S. (1995). *The Foundations of Econometric Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge

Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*. New York: Oxford University Press.

Monge Badilla, C., & Muñoz Salas, E. (2011). El traspaso de cambios en la tasa de interés de política monetaria hacia las tasas de interés del sistema financiero costarricense. *Documento de Investigación DEC-DIE-DI-03-2011*. Departamento de Investigación, Banco Central de Costa Rica.

Peersman, G., & Smets, F. (2001). The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis. *European Central Bank*.

9. Anexos

9.1. Modelos con TBP

El resultado obtenido para el periodo de estudio completo fue el siguiente:

$$\varepsilon_{ITPM} = 0,4651e_{ITPM} + 0,5714\varepsilon_{TID6_BP} \quad (15)$$

$$\varepsilon_{TBP} = 0,2926e_{TBP} + 0,7838\varepsilon_{TID6_BP} \quad (16)$$

$$\varepsilon_{TID6_BE} = 0,2655e_{TID6_BE} + 0,1248\varepsilon_{ITPM} + 0,6490\varepsilon_{TBP} \quad (17)$$

$$\varepsilon_{TID6_BP} = 0,2533e_{TID6_BP} + 0,1134\varepsilon_{ITPM} + 0,3701\varepsilon_{TBP} \quad (18)$$

$$\varepsilon_{TIPOA_BE} = 0,3491e_{TIPOA_BE} + 0,4571\varepsilon_{TBP} + 0,2752\varepsilon_{TID6_BP} \quad (19)$$

$$\varepsilon_{TIPOA_BP} = 0,3837e_{TIPOA_BP} + 0,3543\varepsilon_{TID6_BP} \quad (20)$$

A continuación se presentan los resultados de las estimaciones realizadas para el periodo posterior a la introducción de la banda cambiaria. Como se mencionó estos pueden revelar información adicional de los cambios causados por esta política:

$$\varepsilon_{ITPM} = 0,4066e_{ITPM} + 0,9628\varepsilon_{TID6_BP} \quad (26)$$

$$\varepsilon_{TBP} = 0,2940e_{TBP} + 0,7475\varepsilon_{TID6_BP} \quad (27)$$

$$\varepsilon_{TID6_BE} = 0,2231e_{TID6_BE} + 0,2224\varepsilon_{ITPM} + 0,6140\varepsilon_{TBP} \quad (28)$$

$$\varepsilon_{TID6_BP} = 0,1932e_{TID6_BP} + 0,2394\varepsilon_{ITPM} + 0,3513\varepsilon_{TBP} \quad (29)$$

$$\varepsilon_{TIPOA_BE} = 0,3044e_{TIPOA_BE} + 0,5121\varepsilon_{TBP} + 0,4871\varepsilon_{TID6_BP} \quad (30)$$

$$\varepsilon_{TIPOA_BP} = 0,4475e_{TIPOA_BP} + 0,5267\varepsilon_{TID6_BP} \quad (31)$$

Para efectos de comparación, se realizó el ejercicio nuevamente, esta vez para el periodo anterior al cambio en el régimen de tipo de cambio. Esto con el objetivo de ilustrar la efectividad del ITPM como instrumento de política en el contexto de un régimen de

paridad ajustable. Mostrar la propagación de los cambios del ITPM durante este periodo es una manera de mostrar uno de los beneficios de un régimen cambiario más libre. El resultado de la estimación fue el siguiente:

$$\varepsilon_{ITPM} = 0,4149e_{ITPM} \quad (32)$$

$$\varepsilon_{TBP} = 0,2721e_{TBP} + 0,8576\varepsilon_{TID6_BP} \quad (33)$$

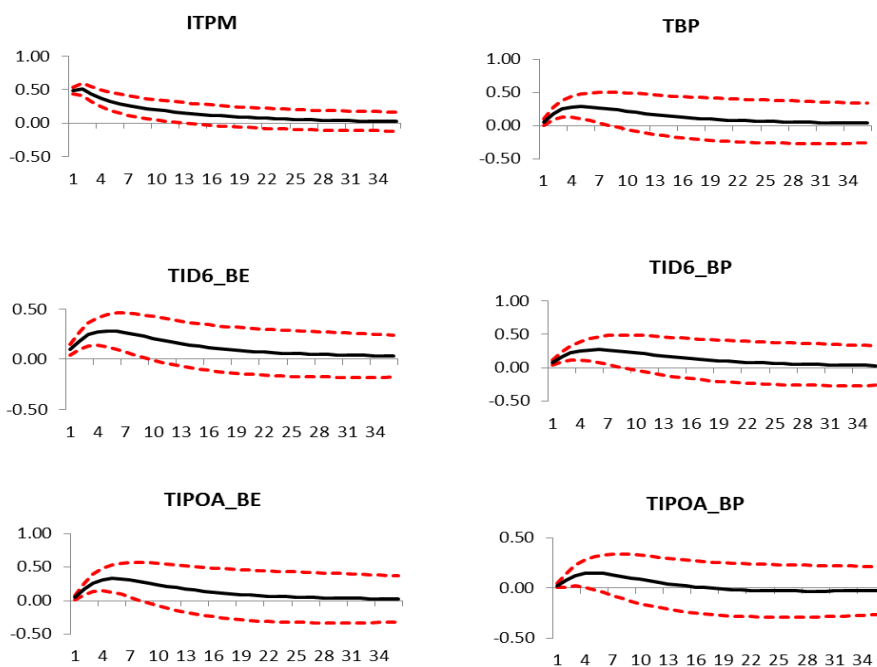
$$\varepsilon_{TID6_BE} = 0,2687e_{TID6_BE} - 0,3622\varepsilon_{TID6_BP} + 0,8098\varepsilon_{TBP} \quad (34)$$

$$\varepsilon_{TID6_BP} = 0,1765e_{TID6_BP} - 0,1563\varepsilon_{TID6_BE} + 0,4875\varepsilon_{TBP} \quad (35)$$

$$\varepsilon_{TIPOA_BE} = 0,3601e_{TIPOA_BE} + 0,5131\varepsilon_{TID6_BP} \quad (36)$$

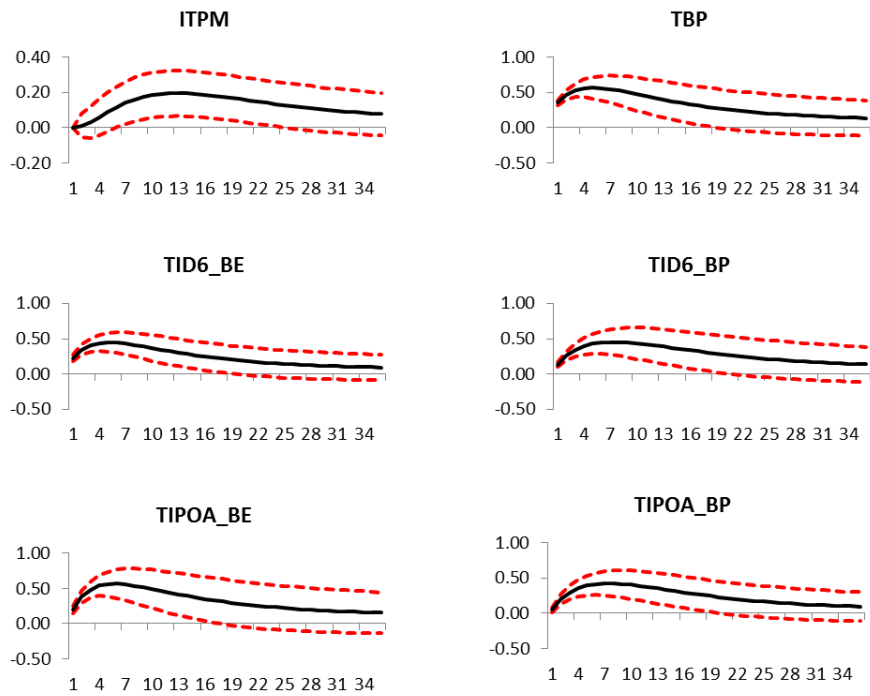
$$\varepsilon_{TIPOA_BP} = 0,2435e_{TIPOA_BP} + 0,1381\varepsilon_{TIPOA_BE} \quad (37)$$

Gráfico 3. Respuesta de las tasas de interés a choque de una desviación estándar en el ITPM



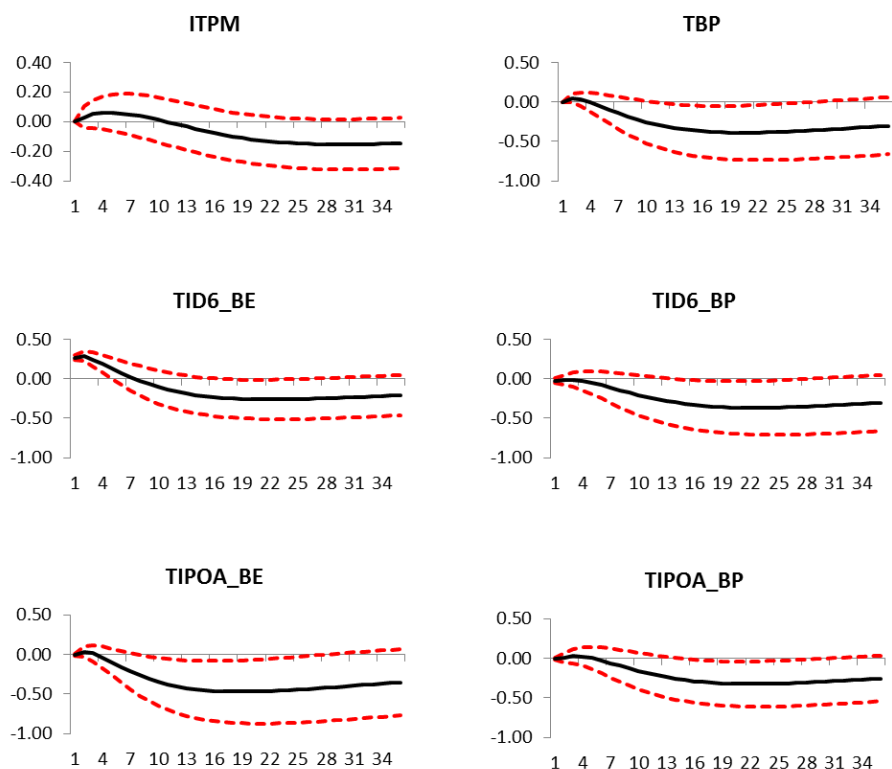
En la segunda estimación se encuentra que la TBP tiene efecto de impacto en todas las demás tasas, con excepción del ITPM, y cuyos efectos son significativos por un periodo de entre 19 y 20 meses. Es decir que los efectos de la TBP son más persistentes que los del ITPM sobre las demás tasas. Si bien no hay efecto de impacto de la TBP sobre el ITPM, sí hay influencia significativa a partir de los 6 meses posteriores al choque.

Gráfico 4: Respuesta de las tasas de interés a choque de una desviación estándar en la TBP



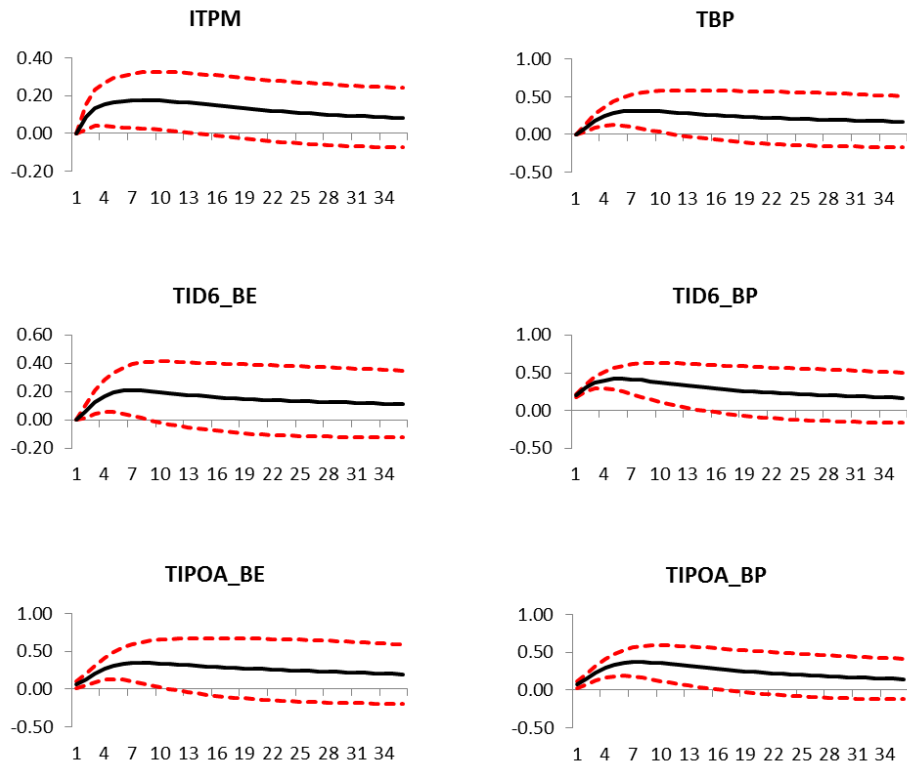
Por su parte, las variaciones en la TID6_BE solo tienen efecto de impacto sobre sí misma, ya que el efecto sobre las demás tasas no es significativo.

Gráfico 5: Respuesta de las tasas de interés a choque de una desviación estándar en la TID6_BE



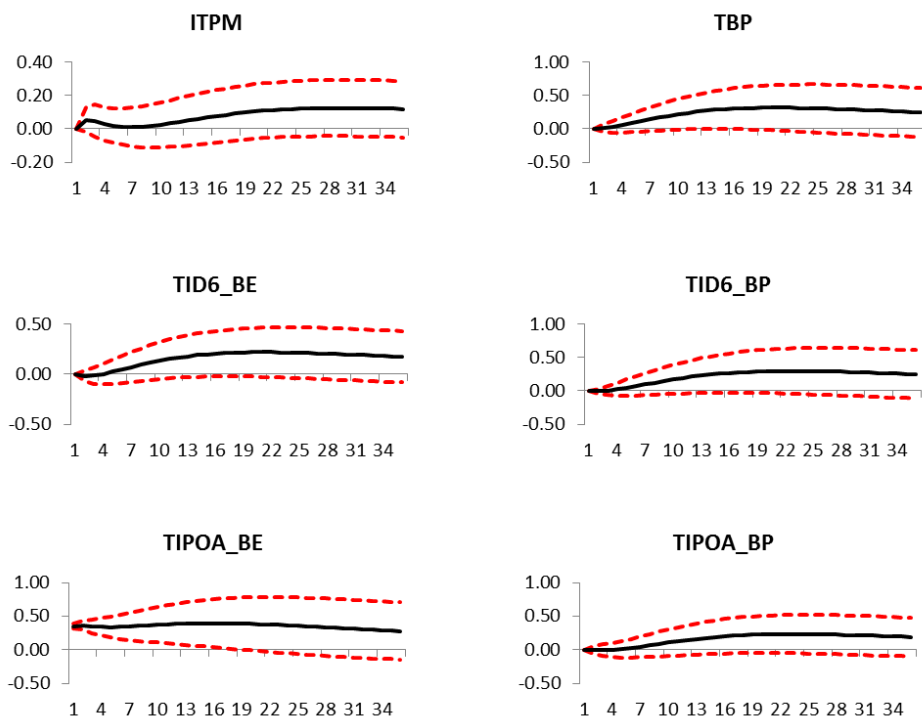
En el caso de la TID6_BP esta tiene efectos significativos de impacto para todas las tasas, con excepción de la TD6_BE. El efecto en esta serie se vuelve significativo a partir del primer mes. El efecto en las tasas se mantiene significativo desde 10 hasta 16 meses posteriores al choque. La influencia más persistente se presenta sobre la serie TIPOA_BE, lo cual es consistente con la noción de que las entidades bancarias fijan sus tasas activas con base en las tasas pasivas.

Gráfico 6: Respuesta de las tasas de interés a choque de una desviación estándar en la TID6_BP



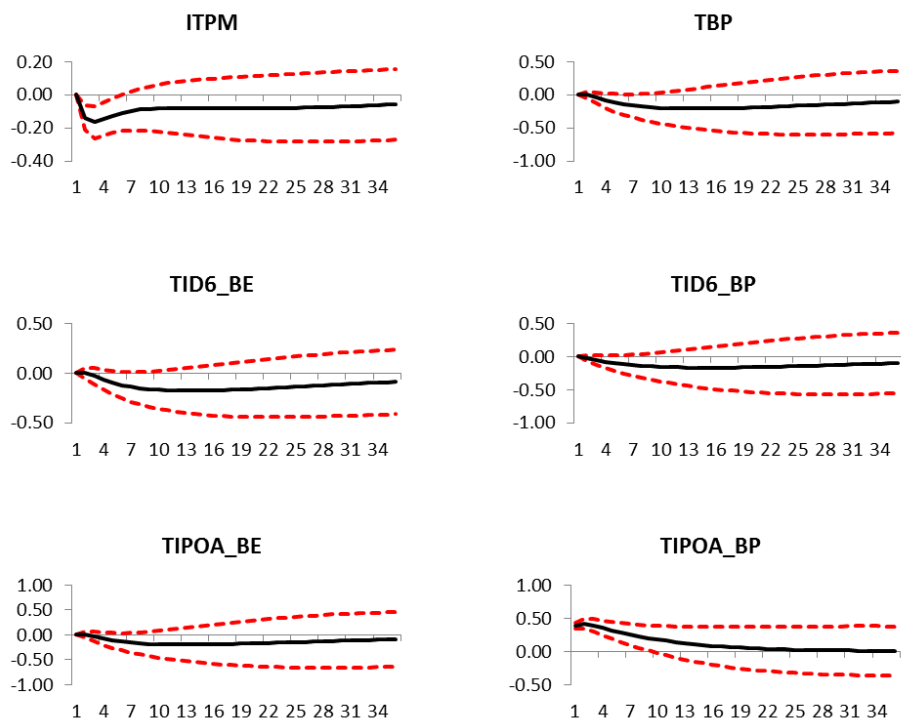
Con respecto a las estimaciones para la serie TIPOA_BE sus cambios únicamente tienen efectos significativos sobre sí misma, a lo largo de todo el horizonte de estudio. Esto valida los resultados del SVAR, en donde se encuentra que las tasas activas son las últimas en ser influenciadas por cambios en las demás tasas del sistema.

Gráfico 7: Respuesta de las tasas de interés a choque de una desviación estándar en la TIPOA_BE



Por último, en el caso de la serie TIPOA_BP sus cambios no tienen efectos de impacto sobre ninguna de las otras tasas, pero se encuentra que el ITPM presenta influencia significativa durante el primer trimestre posterior al choque.

Gráfico 8: Respuesta de las tasas de interés a choque de una desviación estándar en la TIPOA_BP



Adicionalmente y después del análisis de respuesta al impulso, se analiza la exogeneidad de las variables estudiadas mediante una descomposición de la variancia de los errores de pronóstico, utilizando la forma estructural del VAR. En los siguientes cuadros se presentan los resultados de la descomposición.

9.2. Cuadros Anexos

Anexo 1
Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (Valores-P)

	CIST		CICT		SIST	
	Niveles	Primeras diferencias	Niveles	Primeras diferencias	Niveles	Primeras diferencias
ITPM	0,6092	0,0000	0,0257	0,0000	0,2669	0,0000
TPB	0,1327	0,0000	0,0154	0,0000	0,0276	0,0000
TIPOA_BE	0,5226	0,0000	0,1168	0,0000	0,1271	0,0000
TIPOA_BP	0,3077	0,0000	0,5077	0,0000	0,2061	0,0000
TID6_BE	0,2001	0,0000	0,0664	0,0000	0,0690	0,0000
TID6_BP	0,2881	0,0000	0,0235	0,0001	0,0699	0,0000

Anexo 2

Pruebas de largo de rezago para VAR (1999-2014)

Rezago	AIC	SC	HQ
0	17,955	18,064	17,999
1	4,769	5,532	5,078
2	3,778058*	5,194187*	4.352527*
3	4,015	6,085	4,855
4	4,205	6,928	5,309
5	4,420	7,797	5,790
6	4,588	8,619	6,223
7	4,692	9,376	6,592
8	4,648	9,986	6,813

Anexo 3

Prueba de cointegración (1999-2014)

Número de vectores	Eigenvalue	Prueba de traza	Valor crítico al 0,05	P-value
Ninguno*	0,2183	103,3420	95,7537	0,0136
A lo sumo 1	0,1448	59,2677	69,8189	0,2585
A lo sumo 2	0,0791	31,2640	47,8561	0,6523
A lo sumo 3	0,0580	16,5120	29,7971	0,6758
A lo sumo 4	0,0212	5,8086	15,4947	0,7180
A lo sumo 5	0,0109	1,9658	3,8415	0,1609

Anexo 4
Descomposición de la variancia de los errores de pronóstico

ITPM	ITPM	TBP	TD6_BE	TD6_BP	TOA_BE	TOA_BP
1	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	94,0659	0,0197	0,1770	1,4760	0,5220	3,7394
3	89,1660	0,1310	0,4693	3,4113	0,6560	6,1664
6	80,1663	2,1022	1,0848	8,4088	0,5136	7,7244
12	75,0257	4,7690	1,1697	10,9974	0,4472	7,5911
24	52,4552	17,9250	2,8949	17,0947	2,3146	7,3156
36	38,3739	18,2908	11,3979	16,5747	7,8857	7,4770
TBP	ITPM	TBP	TD6_BE	TD6_BP	TOA_BE	TOA_BP
1	2,1952	97,8048	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	9,4100	88,0293	0,5312	1,9930	0,0349	0,0015
3	12,9579	81,1181	0,3960	5,0924	0,1521	0,2836
6	15,1535	69,2539	0,6540	11,8369	1,0684	2,0333
12	12,2596	55,6574	6,7238	15,2112	5,2194	4,9286
24	7,6817	38,5088	19,5384	14,2926	13,1507	6,8277
36	6,0427	31,6597	25,0235	13,8392	16,6423	6,7926
TD6_BE	ITPM	TBP	TD6_BE	TD6_BP	TOA_BE	TOA_BP
1	6,8578	39,3237	53,8185	0,0000	0,0000	0,0000
2	11,6038	46,3426	40,8147	1,1268	0,1116	0,0005
3	15,2625	50,4196	31,0958	2,9932	0,0998	0,1291
6	19,7535	54,8685	15,6811	7,7609	0,1964	1,7397
12	18,2874	52,8192	9,6642	10,9374	2,8397	5,4521
24	12,5943	40,1959	17,4638	11,0270	10,2363	8,4827
36	10,1822	33,7363	22,4443	11,0482	13,9172	8,6718
TD6_BP	ITPM	TBP	TD6_BE	TD6_BP	TOA_BE	TOA_BP
1	8,8342	27,3838	0,9663	62,8158	0,0000	0,0000
2	12,5318	33,5083	0,3413	53,3654	0,0065	0,2467
3	14,3704	36,2044	0,1927	48,5942	0,0070	0,6312
6	15,3035	39,7844	0,6109	42,1062	0,3953	1,7997
12	12,6989	39,9988	5,1649	35,1270	3,4455	3,5650
24	8,0504	31,5976	17,4386	26,5653	11,2546	5,0935
36	6,1906	26,3561	23,7226	23,2505	15,2892	5,1909
TOA_BE	ITPM	TBP	TD6_BE	TD6_BP	TOA_BE	TOA_BP
1	1,2057	23,2912	0,0284	1,8448	73,6300	0,0000
2	6,4247	36,7309	0,2763	3,6386	52,9288	0,0008
3	10,6186	42,9414	0,1671	6,1201	40,0263	0,1264
6	14,4524	45,8237	1,2678	11,7276	25,3490	1,3794
12	11,4304	39,5765	9,4261	14,3733	21,7809	3,4129
24	6,8050	28,4617	22,6461	13,8562	23,7740	4,4570
36	5,3014	23,9362	27,7367	13,7222	24,9304	4,3732
TOA_BP	ITPM	TBP	TD6_BE	TD6_BP	TOA_BE	TOA_BP
1	0,4584	1,4210	0,0501	3,2597	0,0000	94,8107
2	1,8252	10,5353	0,0450	6,5892	0,0065	80,9988
3	3,3099	18,2613	0,1513	10,9208	0,0090	67,3478
6	4,7542	31,4131	0,1281	21,5323	0,0404	42,1319
12	3,5721	38,2066	3,3828	28,3829	1,5737	24,8819
24	2,0418	32,0950	16,6161	26,3758	8,3485	14,5228
36	1,6951	26,9644	23,5372	24,1300	12,3358	11,3374

Anexo 5 Pruebas Estadísticas
R Cuadrado Ajustado
Modelos de largo plazo

	Pasivas				Activas		
	TBP	TP_SF	TID6_BE	TID6_BP	TA_SF	TIPOA_BE	TIPOA_BP
Enero de 2000-julio de 2013 Efecto traspaso	0,77	0,84	0,78	0,84	0,76	0,80	0,56
Enero de 2000-octubre de 2006 Efecto traspaso	0,06	0,13	0,12	0,10	0,09	0,04	0,08
Octubre de 2006-julio de 2013 Efecto traspaso	0,43	0,76	0,50	0,57	0,29	0,20	0,11
MCE	0,37	0,21	0,28	0,19	0,14	0,28	0,22

Modelos de Corto Plazo

Períodos	Pasivas				Activas		
	TBP	TP_SF	TID6_BE	TID6_BP	TA_SF	TIPOA_BE	TIPOA_BP
MCE durante paridad ajustable	0,08	0,09	0,10	0,13	0,06	0,10	0,12
MCE durante banda cambiaría	0,11	0,29	0,57	0,46	0,43	0,52	0,50

**Durbin Watson
Modelos de largo plazo***

	Pasivas				Activas		
	TBP	TP_SF	TID6_BE	TID6_BP	TA_SF	TIPOA_BE	TIPOA_BP
Enero de 2000-julio de 2013 Efecto traspaso	2,15	2,09	2,12	2,14	2,11	1,99	1,96
Enero de 2000-octubre de 2006 Efecto traspaso	2,14	2,11	2,15	2,11	2,05	2,01	1,93
Octubre de 2006-julio de 2013 Efecto traspaso	2,02	1,97	1,93	1,89	1,78	1,89	1,79
MCE	2,21	2,13	2,18	2,10	2,03	1,76	1,94

**AIC
Modelos de largo plazo***

	Pasivas				Activas		
	TBP	TP_SF	TID6_BE	TID6_BP	TA_SF	TIPOA_BE	TIPOA_BP
Enero de 2000-julio de 2013 Efecto traspaso	1,38	0,61	1,21	0,89	1,04	1,67	1,41
Enero de 2000-octubre de 2006 Efecto traspaso	1,28	0,52	1,15	0,80	0,93	1,52	1,35
Octubre de 2006-julio de 2013 Efecto traspaso	0,92	0,23	0,92	0,44	0,55	1,27	1,27