

Julio Gabriel
Andújar Scheker*

Banco Central de
la República Dominicana

Recibido: 8 de agosto de 2012

Concepto de evaluación: 9 de octubre de 2012

Aprobado: 26 de octubre de 2012

Artículo de Reflexión

Efecto traspaso de tasas de interés: análisis econométrico de los efectos de las decisiones de política monetaria en República Dominicana

RESUMEN

El estudio de los mecanismos de transmisión de las decisiones de tasas de interés de los bancos centrales es esencial para el diseño e implementación de una política monetaria efectiva y eficiente. La medición de cómo afectan los cambios en la tasa de política monetaria a las tasas de interés de largo plazo de la economía, se conoce en la literatura empírica como *efecto traspaso de tasas de interés*. Esta investigación desarrolla una estrategia econométrica, basada en técnicas de cointegración, mecanismos de corrección de errores y regresiones recursivas, para estimar la magnitud, completitud, rigidez y velocidad de convergencia del efecto traspaso de tasas de interés en República Dominicana. A su vez, evalúa la posible existencia de cambios estructurales en dicha transmisión.

Palabras Clave: efecto traspaso de tasas de interés, mecanismos de transmisión, política monetaria, cointegración, mecanismos de corrección de errores, regresión móvil, República Dominicana.

Clasificación JEL: E43, E47, E52, E58

Interest rate pass-through: econometric analysis of the effects of monetary policy decisions in the Dominican Republic

ABSTRACT

The study of the transmission mechanisms of central banks' interest rate decisions is crucial for the design and implementation of an efficient and effective monetary policy. An estimation of how changes in the monetary policy rate pass on to the long-term rates of the economy is known, in empirical literature, as the interest rate pass-through. This paper develops an econometric strategy, based on cointegration, error correction techniques and recursive regressions, to estimate the magnitude, completeness, rigidity and velocity of convergence of the interest rate pass-through in the Dominican Republic, as well as the existence of possible structural changes in such transmission.

Keywords: interest rate pass-through; monetary transmission mechanism; monetary policy; cointegration; error correction model; rolling regressions; Dominican Republic

JEL Classification: E43, E47, E52, E58

*Doctor en Economía.
Director de Programación
Monetaria y Estudios
Económicos del Banco
Central de la República
Dominicana.

Correo electrónico:
j.andujar@bancentral.gov.do.

El autor agradece la ayuda
de Ronald Imbert, quien
trabajó como asistente de
investigación en la elaboración
de este documento.

INTRODUCCIÓN

El estudio de los mecanismos de transmisión es esencial en la banca central moderna para el diseño e implementación de una estrategia de política monetaria efectiva y eficiente. Tanto las estrategias tradicionales, como las estrategias modernas de política monetaria requieren, por parte del hacedor de política, un entendimiento amplio del proceso, a través del cual los cambios en los instrumentos monetarios afectan los objetivos finales. En el caso de las estrategias tradicionales (metas monetarias, metas cambiarias), el mecanismo de transmisión busca comprender cómo las variaciones en los instrumentos de política afectan las metas operativas e intermedias y, a su vez, cómo los cambios en estas impactan el objetivo final.¹ Por otro lado, las estrategias modernas (metas de inflación) estudian el impacto de las variaciones en los instrumentos de política sobre un objetivo final único, la inflación (Bernanke & Mishkin, 1997).

Mishkin (1995) identifica, al menos, cuatro canales a través de los cuales las decisiones de política monetaria afectan la economía real: a) tasas de interés; b) tipo de cambio; c) riqueza; y d) crédito. A estos canales tradicionales se agrega, modernamente, el canal de las expectativas, identificado por la teoría nuevo-clásica con el planteamiento de cuándo una política determinada es creíble o no (Kydland & Prescott, 1977). En estadios bajos de desarrollo, y dependiendo de la estrategia de política monetaria vigente, el tipo de cambio y el canal de crédito tienden a cobrar mayor importancia. A medida que se liberaliza el mercado cambiario y se van desarrollando los mercados financieros, los canales de tasas de interés y de expectativas se vuelven más relevantes. La riqueza, como mecanismo de transmisión de los choques de política, es efectiva, exclusivamente, en países con mercados de capitales desarrollados.

Durante varios años, República Dominicana (RD) implementó una estrategia de política monetaria basada en metas cambiarias, manteniendo

un sistema de controles financieros que hizo irrelevante el canal de transmisión de tasas de interés. Con la liberalización de los controles financieros, a principios de los años noventa, se inició un proceso de aprendizaje de mercado que, gradualmente, fue dando relevancia al mecanismo de transmisión de tasa de interés. Este proceso alcanzó su punto culminante con la aprobación de una nueva Ley Monetaria y Financiera a finales de 2002 (Gobierno Dominicano, 2002), sentando las bases para un cambio en la estrategia de política monetaria y para la creación de los nuevos instrumentos de política acordes con las mejores prácticas internacionales.

Indudablemente, la liberalización financiera y las modificaciones institucionales de la política monetaria fortalecieron el traspaso de los cambios en las tasas de interés de política de corto plazo a las tasas de interés de mercado de largo plazo. Medir la magnitud de ese traspaso y los tiempos en que ocurre es, precisamente, el objetivo de esta investigación. En ese sentido, el presente documento contiene un estudio sobre el efecto traspaso o *pass-through* de las tasas de interés en RD y pretende contrastar, empíricamente, preguntas como: ¿Existe un canal de transmisión de tasa de interés en República Dominicana? ¿Es importante ese canal? ¿Se ha fortalecido o debilitado con el paso de los años? ¿Es la transmisión del canal de tasas completa o incompleta? ¿Qué tipo de rezago de impacto se observa en el canal de tasas?

Para responder a estas preguntas, el documento se divide de la siguiente forma. La sección dos se refiere a la Estrategia de Política Monetaria vigente en RD y a sus precedentes históricos. La sección tres contiene una revisión de literatura sobre el efecto traspaso de la tasa de interés a nivel internacional y una breve discusión sobre los pocos trabajos hechos en RD al respecto. Los aspectos metodológicos principales del trabajo se abordan en la sección cuatro del documento, mientras que en la sección cinco se presenta la estructura básica de los modelos econométricos a estimar. Luego, en la sección seis, se discuten los resultados principales del modelo. Finalmente, la sección siete, contiene las principales conclusiones y recomendaciones de la investigación.

¹ El enfoque tradicional tiene sus orígenes en el enfoque de objetivos fijos de Tinbergen (1952, 1956) como regla para hacer política económica.

POLÍTICA MONETARIA Y CANAL DE TASAS DE INTERÉS EN REPÚBLICA DOMINICANA

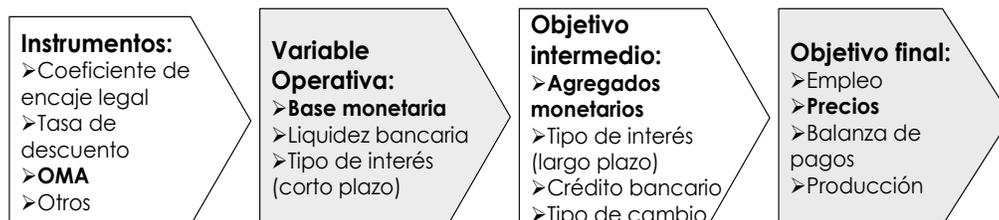
Varios estudios han estimado reglas de política para la toma de decisiones monetarias en RD. Utilizando datos anuales, para el periodo 1969-2000, Sánchez-Fung (2005) estimó una regla híbrida de política que muestra cómo el cambio en la base monetaria se da en función de tres brechas económicas: la brecha del producto, la brecha de inflación y la brecha del tipo de cambio. Esta estimación permite comprender el comportamiento de los hacedores de política en los años en los que RD mantuvo vigente la estrategia de metas cambiarias. Sin embargo, la liberalización de tasas de principios de los noventa, la aprobación de la nueva Ley Monetaria y Financiera en 2002 y la crisis bancaria de 2003 crearon las condiciones para el abandono definitivo de la estrategia tradicional de metas cambiarias.

Teniendo en cuenta esta realidad, Andújar y Medina (2007) estimaron varias funciones de reacción, con el objetivo de obtener la que explicara, más apropiadamente, las decisiones de política monetaria en los últimos años². Estos autores concluyeron que la regla de política, que mejor representa el quehacer monetario de los últimos años, tiene como variable dependiente la desviación de la tasa de interés de corto plazo de su valor de equilibrio y como variables independientes una brecha de inflación rezagada un periodo y una brecha de tipo de cambio real.

La influencia de las variables independientes en la dependiente se reparte, equitativamente, en torno al 50%. Según esta regla, los hacedores de política dominicanos tienen como objetivo último la estabilidad de precios y, para ello, toman en cuenta factores internos y externos.

Dado que el BCRD reacciona a desviaciones de la inflación y del tipo de cambio real de sus valores de fundamento, y lo hace modificando una tasa de interés de corto plazo, es esencial estimar cómo esa reacción se traslada a las tasas de interés de largo plazo del sistema financiero y, eventualmente, a la economía real. Para poder realizar estas estimaciones es necesario tener una comprensión cabal de la estrategia de política monetaria que se aplica, actualmente, en RD. Desde 2004, RD adoptó, de manera formal, un esquema de política basado en metas monetarias, que utiliza como instrumentos principales la colocación indirecta de certificados y las llamadas facilidades permanentes de liquidez. Más abajo se presenta un resumen esquemático de la estrategia de metas monetarias.

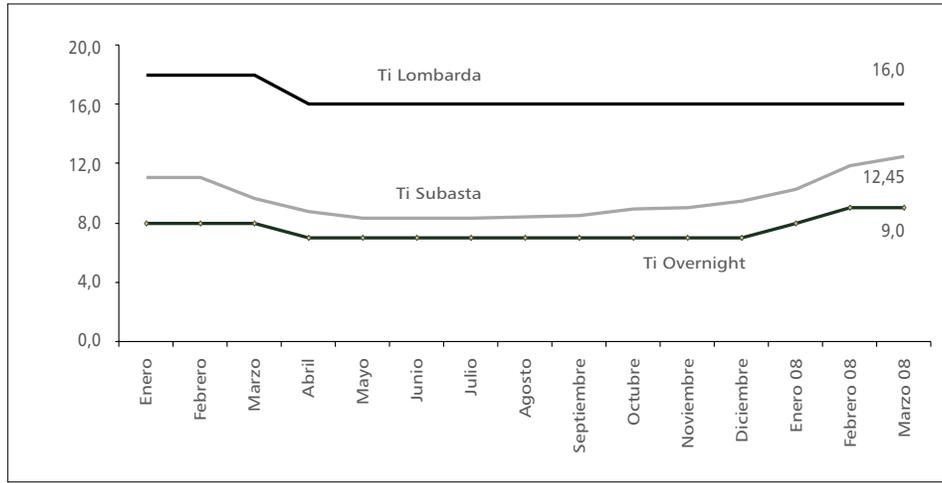
En consonancia con los esquemas tradicionales de metas monetarias, el BCRD utiliza un instrumento principal (Operaciones de Mercado Abierto, OMA) para afectar una meta operativa (base monetaria), en espera de que esta meta operativa afecte a una meta intermedia (agregados) y que esta, a su vez, impacte en un objetivo final (precios). En la práctica, sin embargo, los hacedores de política enfrentan, al margen del control de los agregados monetarios, dos grandes retos para



2 Estas funciones se estimaron en el marco de la construcción de un modelo macroeconómico de pequeña escala, utilizando el método de variables instrumentales.

Gráfica 1.

Tasas de Interés Overnight, Lombarda e Subasta



Fuente: Banco Central de la República Dominicana

mantener la estabilidad de precios. Por un lado, las expectativas de los agentes económicos han mostrado ser fatales cuando están desalineadas con las decisiones de política³. Por otro lado, varias estimaciones empíricas confirman que en RD el *pass-through* del tipo de cambio a la inflación es muy alto, pues alcanza, en el largo plazo, valores en un rango de 0,60-0,80. El efecto potencial de las expectativas y del tipo de cambio, sobre la estabilidad de precios, ha llevado a los hacedores de políticas a usar periódicamente instrumentos que puedan suavizar situaciones de desalineamiento de las expectativas o de fuerte volatilidad en el mercado cambiario.

Para el caso de las expectativas, la política monetaria utiliza un sistema de señales orientado a aumentar la credibilidad de los agentes económicos en las decisiones de política. Este sistema, basado en un corredor de tasas para el mercado de excedente o deficiencias de reservas bancarias, permite mantener informados a los agentes sobre las intenciones de política monetaria que tiene el

BCRD. El corredor de tasas tiene como piso, o límite inferior, la tasa *overnight* o de depósitos remunerados de corto plazo, y como techo la tasa lombarda⁴. A través del uso de este corredor (variando las tasas) el BCRD hace públicas sus intenciones de política, para que los agentes económicos ajusten sus expectativas inflacionarias de acuerdo con estas señales. En la práctica, la tasa *overnight* ha sido la tasa efectiva para el envío de señales al mercado (gráfica 1).

Para contrarrestar las presiones inflacionarias, provenientes del mercado cambiario, el BCRD opera un sistema de flotación manejada que permite intervenciones periódicas en el mercado, cuando la volatilidad es muy alta o cuando ocurren fuertes desalineamientos entre el tipo de cambio y su valor de fundamento. Estas intervenciones se hacen, generalmente, cediendo o adquiriendo posiciones de reservas internacionales netas que no buscan un objetivo numérico de tipo de cambio, sino que tra-

3 Durante la crisis bancaria de 2003, por ejemplo, la falta de credibilidad en la política monetaria exacerbó las presiones inflacionarias y depreciatorias, generando un problema de inestabilidad mayor al que sugerían los fundamentos económicos.

4 Estas tasas, que conforman las llamadas facilidades permanentes del BCRD, fueron introducidas al mercado en enero de 2004. En términos generales, la tasa *overnight* representa el costo que el BCRD paga por mantener el excedente de liquidez de la banca depositado en sus bóvedas en plazos muy cortos, y la tasa lombarda representa el costo que los intermediarios financieros pagan por un préstamo con garantías del BCRD.

tan de evitar que el fuerte *pass-through*, existente en RD, ponga en peligro la estabilidad de precios.

El esquema de política monetaria, recién descrito, provee la base para el estudio del efecto traspaso de las tasas de interés en RD. Dado que los cambios en la tasa overnight, o tasa de política monetaria, tienen como objetivo afectar a la tasa interbancaria, el *pass-through* de tasas de interés debe analizarse tomando en cuenta cómo los cambios en esta última tasa se trasladan al resto del sistema financiero. Se debe llamar la atención sobre el hecho de que el mercado interbancario dominicano es incipiente y poco profundo. Por este motivo, lo ideal sería buscar una variable *proxy* de la tasa interbancaria que sea más representativa del comportamiento del mercado. Más adelante, veremos que las tasas de muy corto plazo de la banca múltiple, tanto activa como pasiva, pueden jugar este rol. Una vez se hagan las pruebas correspondientes para liberar el uso de estas tasas, como tasa de política, veremos cómo es su transmisión a las tasas de más largo plazo en el sistema financiero.

CANAL DE TASA DE INTERÉS: UNA REVISIÓN LITERARIA

Taylor (1995, p. 11) define el mecanismo de transmisión de la política monetaria como “el proceso a través del cual las decisiones de política monetaria son transmitidas como cambios en el PIB real y la inflación”. En el canal de tasa de interés esas decisiones de política están orientadas a afectar algún tipo de instrumento de corto plazo en el mercado, de manera tal que haya una transmisión a las tasas de interés reales de largo plazo y, eventualmente, a las decisiones de consumo e inversión de los agentes económicos.

En sentido general, el fenómeno de la transmisión monetaria a través de la tasa de interés es complejo. Más aún si se toma en cuenta que cambios en la tasa de interés tienen efectos colaterales en otros canales de transmisión, como el tipo de cambio y las expectativas. Para enfrentar esta complejidad hemos dividido nuestra agenda

de investigación sobre el canal de tasa de interés en dos fases. En la primera fase, desarrollada en este documento, se estima el efecto traspaso (*pass-through*) de la tasa de política monetaria a las tasas de interés de largo plazo de la economía⁵. La segunda fase, se enfoca en el impacto de los cambios de la tasa de interés real de largo plazo en variables económicas, tales como la inflación y el producto. Esta fase forma parte de la agenda futura de investigación.

Desde su puesta en funcionamiento, en enero de 2004, los hacedores de política monetaria han utilizado la tasa *overnight*, o de depósitos remunerados de corto plazo, como la tasa de política monetaria (TPM). Esta tasa, sin embargo, es una variable discreta que los hacedores de política afectan ocasionalmente y que tiene poca validez desde el punto de vista econométrico. En los estudios de *pass-through* de países con mercados monetarios profundos y bien desarrollados, la tasa interbancaria se utiliza para la estimación econométrica como TPM. No obstante, cuando los mercados monetarios son incipientes y poco profundos, como es el caso de RD, es común utilizar como *proxy* una tasa de mercado de corto plazo (Leyva-Jiménez, 2004; Chionis & León, 2005).

Otra característica que se debe tomar en cuenta en un estudio de *pass-through*, de tasa de interés de país en desarrollo, es el financiamiento de la actividad económica. Generalmente, en países con mercados financieros poco profundos, la mayor parte del financiamiento que obtienen los agentes económicos es crédito bancario. Por esta razón, se tiende a seleccionar como variable representativa de la tasa de interés de largo plazo, para la estimación del efecto traspaso, alguna tasa de largo plazo del sistema bancario (Cáceres, 2002; Leyva-Jiménez, 2004).

La literatura identifica, al menos, cinco temas recurrentes en los estudios de *pass-through* de tasas de interés, independientemente del estadio de

5 Bajo el supuesto de rigidez de precios (Cecchetti, 1994) el traspaso a las tasas de interés nominales de largo plazo, implica un traspaso a las tasas reales.

desarrollo en que se encuentre el país estudiado⁶: a) flexibilidad; b) completitud; c) velocidad de convergencia; d) asimetría; y e) cambios estructurales. El primer tema, la flexibilidad, implica estimar qué tan rápido se transmiten los cambios de TPM a las tasas del sistema. En general, la transmisión no es inmediata y existe cierta rigidez que evita la transmisión inmediata de una alta proporción del cambio en la TPM a las tasas de largo plazo (Cottarelli & Kourelli, 1994).

En adición a la flexibilidad o rigidez del traspaso, un estudio de *pass-through* debe verificar si el proceso de transferencia de la TPM a las tasas del sistema es o no completo. Un traspaso completo implica que un incremento de un punto porcentual en la TPM generaría un aumento de un punto porcentual en la tasa de interés de largo plazo. Un traspaso menor a un punto porcentual, por otro lado, implica una transmisión incompleta. Cabe destacar que el horizonte de tiempo es determinante en la completitud o no del efecto traspaso. En el largo plazo, el traspaso de un choque de tasa de interés debe ser completo o más que completo.

El tercer tema recurrente en la literatura de *pass-through* es la velocidad de convergencia, la cual trata de identificar qué tan rápido el cambio en las tasas de corto plazo converge al cambio en las tasas de largo plazo. Leyva-Jiménez (2004) argumenta que la velocidad de convergencia puede ser afectada por tres factores: a) factores de política monetaria; b) factores de estructura de mercado; y c) factores financieros. A nivel de política monetaria, el ajuste se da más rápido o más lento dependiendo de cómo los agentes económicos interpreten los choques de política monetaria (permanente o transitorio; esperado o no esperado). La estructura de mercado, por otro lado, afecta la velocidad de convergencia cuando el sistema bancario mantiene una estructura oligopólica o monopólica. Por último, el desarrollo de los mercados de capitales y la innovación financiera alteran la velocidad de convergencia de las tasas de interés.

Otra regularidad empírica de la literatura de *pass-through* es la asimetría que se observa en el impacto sobre las tasas de interés activas o pasivas de largo plazo, cuando se comparan cambios en la TPM de igual magnitud, pero de signo contrario. Un incremento de la TPM (política monetaria restrictiva) puede llevar a un incremento de la tasa activa mucho mayor que el aumento de la tasa pasiva. Por el contrario, una reducción de igual magnitud de la TPM (política monetaria expansiva) puede llevar a una reducción menor en la tasa activa que en la tasa pasiva. Metodológicamente, el estudio de la asimetría en el canal de tasa de interés requiere del uso de modelos no lineales o de cambios de regímenes.

Finalmente, el coeficiente de traspaso que se estime, a través de un modelo de *pass-through* de tasa de interés, puede cambiar en el tiempo a medida que la economía experimente choques estructurales. Chionis y León (2005) muestran cómo la incorporación de Grecia al Mercado Común Europeo implicó un cambio estructural en el parámetro de *pass-through* de las tasas de interés en dicho país. En el caso del Perú la adopción de un esquema de metas de inflación, en 2002, llevó a un cambio del parámetro de traspaso en el canal de tasa de interés de ese país andino (Leyva-Jiménez, 2004). En el caso dominicano adelantamos la hipótesis de que la nueva Ley Monetaria y Financiera de 2002, conjuntamente con los cambios en la institucionalidad de la política monetaria, originados en la crisis bancaria, implicó un cambio estructural para el coeficiente de traspaso de tasas de interés.

ASPECTOS METODOLÓGICOS

Tomando en cuenta que antes de la liberalización financiera de 1991 el canal de tasas de interés era irrelevante, en este estudio se utilizó una base de datos mensual que se extiende de enero de 1992 a diciembre de 2007. En ocasiones, y por razones de disponibilidad de datos (i.e. tasa interbancaria, tasa overnight), las estimaciones se hacen con series más cortas que se extienden desde enero de 1996 a diciembre de 2007.

6 Ver al respecto Toolsema *et al.* (2001), Cottarelli & Kourelli (1994), Hoffman (2000), Cecchetti (1999), Espinoza & Rebutti (2003), entre otros.

La estrategia econométrica para las estimaciones de *pass-through* se puede resumir en tres pasos. Primero, utilizando la metodología de cointegración de Johansen (1988) se computa la ecuación de largo plazo⁷. Una vez se confirma la existencia de cointegración, por el Teorema de Engle y Granger (1987), se sabe que existe un mecanismo de corrección de errores (MCE), el cual puede ser estimado. La estimación de dicho mecanismo es el segundo paso metodológico. Finalmente, el tercer paso incorpora el MCE a una ecuación de corto plazo, la cual se estima siguiendo el método de lo general a lo específico (Hendry, 1995)⁸.

Las ecuaciones, tanto de largo como de corto plazo, son sometidas a pruebas de especificación y de diagnóstico, consistentes con el tratamiento que se le da al término de error en la econometría moderna (Gilbert & Qin, 2001). Entre las pruebas aplicadas se encuentran normalidad (Jarque & Bera, 1987), autocorrelación (Breusch & Pagan, 1980; Godfrey, 1988), heterocedasticidad (Engle, 1982) y cambio estructural (Brown, Durban & Evans, 1975).

La metodología de estimación se aplica a varias ecuaciones con el objetivo de medir el efecto traspaso de la TPM a las tasas activa y pasiva de largo plazo. Una vez se tienen estimadas todas las ecuaciones, individualmente, y confirmada la significancia de las mismas, a través de la batería de pruebas correspondientes, se procede a la interpretación de los resultados. En esa interpretación, la ecuación de cointegración muestra el coeficiente de *pass-through* de largo plazo y si este es completo o no. La ecuación de corto plazo, por otro lado, muestra el coeficiente de traspaso de corto plazo y si este es flexible o rígido. Finalmente, la velocidad de convergencia se obtiene mediante la realización de simulaciones, aplicándole choques de tasa de política al modelo. El tema de la asimetría escapa al alcance de este trabajo y queda para la agenda de investigación futura.

7 Lógicamente, este paso se da luego de comprobar el orden de integración de las series económicas.

8 Este método trata de replicar el proceso generador de datos de la ecuación, partiendo de un esquema general que incluye, *a priori*, múltiples rezagos, los cuales van siendo eliminados de acuerdo a su nivel de significancia.

El último tema metodológico se refiere a la forma en la que abordaremos el problema de la existencia de cambio estructural en el coeficiente de *pass-through*. La existencia de cambio estructural se comprueba mediante el uso de métodos recursivos de estimación, específicamente, de regresiones secuenciales recursivas (*rolling regressions*). Al igual que todos los métodos recursivos, las regresiones secuenciales realizan varias estimaciones con diferentes subconjuntos de una muestra, con el objetivo de verificar si el parámetro obtenido es estable. En el caso de las regresiones secuenciales recursivas la muestra va aumentando de uno en uno con cada nueva estimación. Para verificar la existencia de cambio estructural graficamos el parámetro resultante de estas estimaciones y verificamos si el mismo ha cambiado a través del tiempo.

ESTRUCTURA BÁSICA DEL MODELO

El modelo de canal de tasa de interés asume que existe una relación funcional entre la tasa de interés de política monetaria y la tasa de largo plazo del sistema financiero. Una posible estructura de este modelo sería:

$$r_t^{LP} = f(r_t^{pm}, \delta) \quad [1]$$

En forma lineal, [1] podría representarse como [2], donde r_t^{LP} representa la tasa de interés de largo plazo y r_t^{pm} la tasa de política monetaria:

$$r_t^{LP} = \delta_0 + \delta_1 r_t^{pm} + \varepsilon_t \quad [2]$$

Las variables en minúsculas expresan logaritmos y ε_t representa un término aleatorio o de error. En el largo plazo se espera que δ_1 sea igual a 1 si el proceso de transmisión es completo o menor a 1 si el proceso es incompleto. Cabe destacar que, en algunos casos, las estimaciones de largo plazo arrojan como resultado un δ_1 mayor a 1, lo que implica una transición de las tasas de corto a las de largo plazo, más que completa.

Para estimar la ecuación [1] es necesario escoger la *proxy* de TPM más adecuada. Como se discutió anteriormente, en países donde el mercado monetario es poco profundo se tiende a sustituir la tasa interbancaria por una tasa de mercado de muy corto plazo (de uno a tres meses). Dadas las características del mercado de dinero de RD, estimamos varias relaciones de cointegración entre la tasa interbancaria y las tasas activas y pasivas de más corto plazo del sistema, con el objetivo de escoger las *proxies* que fueran más representativas de la TPM. Los resultados se presentan en la sección A1 del apéndice. De acuerdo a estos resultados se comprobó que la tasa activa de noventa días y la tasa pasiva de treinta días son las tasas de préstamo y de depósito que mejor aproximan al comportamiento interbancario.

Basados en este resultado, podemos dividir la ecuación [1] en dos ecuaciones, una para medir el impacto de cambios en la TPM en la tasa de depósitos y otra para medir el efecto de esta medida en la tasa de préstamos. La ecuación [3] contiene el efecto en las tasas de depósitos, donde r_{pt}^{LP} representa la tasa pasiva de interés de largo plazo y r_{pt}^{30} representa la tasa pasiva de treinta días o la TPM. La ecuación [4], por otro lado, contiene el impacto en las tasas de préstamos, donde, r_{at}^{LP} representa la tasa activa de interés de largo plazo y r_{at}^{90} la tasa activa de interés de treinta a noventa días o TPM.

$$r_{pt}^{LP} = f(r_{pt}^{30}, \delta) \quad [3]$$

$$r_{at}^{LP} = f(r_{at}^{90}, \delta) \quad [4]$$

Las tasas de largo plazo que se utilizaron en las estimaciones fueron: a) r_{pt}^{LP} , se aproximó con la tasa de interés pasiva de 360 días y con la tasa pasiva de 360 días o más, ambas publicadas por el BCRD; b) r_{at}^{LP} , se representó con la tasa de interés activa de 360 días o más, según el banco central. Tanto las variables de largo plazo, como las de corto plazo, descritas anteriormente, se consideran buenas aproximaciones de las variables teóricas representadas en [3] y [4].

En total se estimaron tres ecuaciones de largo plazo, dos para las tasas pasivas y una para la tasa activa. La diferencia entre las dos estimaciones de tasa pasiva se corresponde con el uso de distintas tasas de interés de largo plazo en cada estimación (365 días y 365 días o más). Siguiendo la metodología descrita, en la sección anterior, para cada relación de cointegración se estimó un MCE. Posteriormente, cada MCE se incluyó en una ecuación de corto plazo, estimada por el método de lo general a lo particular. Las ecuaciones de corto plazo resultantes fueron las que mejor representaban el proceso generador de datos, de acuerdo a la significancia de los parámetros y a las pruebas de diagnóstico.

RESULTADOS

Pruebas de raíces unitarias

Previo a las estimaciones de los modelos uni-ecuacionales de traspaso, se realizaron pruebas de raíces unitarias a los datos. Los resultados de esas pruebas se presentan en el apéndice A-2. Las tres columnas bajo el título de ADF presentan los resultados de la prueba aumentada de Dickey-Fuller (1981): El modelo A contiene la prueba e incluye constante y tendencia; el modelo B incluye solo la constante; y el modelo C, no incluye constante ni tendencia. Las columnas A, B y C, para la segunda prueba, la PP o Phillips-Perron (1988), representan lo mismo que para la prueba ADF. La tercera prueba, la KPSS (Kwiatkowsky *et al.*, 1992), se presenta tanto en la versión que incluye constante y tendencia, como en la versión que incluye solamente constante.

Todas las pruebas se aplican a cada una de las variables de las ecuaciones [3] y [4] en niveles, primera y segunda diferencia. La hipótesis nula en las dos primeras pruebas afirma que existe una raíz unitaria, mientras que en la tercera prueba afirma lo contrario. Los rezagos para cada una de las estimaciones fueron escogidos sobre la base del criterio de información de Schwarz (1978).

En el caso de las tasas de interés pasivas de largo plazo, se le aplicaron las pruebas de raíces unitarias a varias *proxies*, resultando significativas solo dos: la tasa pasiva de 360 días y la tasa pasiva de 360 días o más. La prueba ADF muestra que en el caso de ambas variables se observa, en niveles, una raíz unitaria. Sin embargo, en primera diferencia, dicha raíz unitaria desaparece, lo que sugiere que el orden de integración de ambas variables es I(1). Al 5% de significancia, las pruebas PP y KPSS confirman este resultado.

Por otro lado, la aplicación de las pruebas a la tasa de interés pasiva de corto plazo arrojó valores para la prueba aumentada de Dickey-Fuller, que muestran que existe una raíz unitaria en niveles, pero no en primera diferencia, lo que sugiere que el orden de integración de la serie es I(1). Los resultados de las pruebas de PP y KPSS confirman, en términos generales, este orden de integración.

Las pruebas ADF, PP y KPSS se aplicaron, también, a varias tasas de interés activa, resultando I(1), y relevante para los fines de nuestra estimación, la tasa de interés activa de la banca múltiple de treinta a noventa días⁹. Los resultados de las pruebas a las tasas, tanto pasivas como activas, permiten estimar las ecuaciones propuestas. Esto es relevante ya que estimar un vector de cointegración con series de diferente orden de integración podría generar inestabilidad en los parámetros (Hansen & Johansen, 1999).

Estimación tasas pasivas

Para calcular el efecto traspaso en las tasas pasivas, en el largo plazo, se utilizó la metodología de Johansen (1988). Esta metodología estima los vectores de cointegración, partiendo de una estimación de vectores autorregresivos (Sims, 1980), donde todas las variables se determinan dentro del modelo. Para los modelos VAR, tanto de las tasas

pasivas como de las activas, se escogió un número de rezagos de 2¹⁰. El siguiente cuadro reporta los resultados de las estimaciones de la ecuación [3] con tasas de largo plazo de 360 días.

Cuadro 1.

*Prueba de cointegración, procedimiento de Johansen
Ecuación de tasa pasiva de 360 días*

| Valores característicos | H ₀ :r | Traza (calculado) | Traza 95% (tablas) |
|-------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| 0,201 | 0 | 34,93* | 33,90 |
| 0,022 | 1 | 3.119* | 3.049 |

Fuente: Elaboración propia con estimación basada en datos BCRD.

Nota: (*) rechazo de la hipótesis nula. Periodo 1996(1)-2007(12)

Número de rezagos utilizados en el VAR=2

La prueba de traza indica la existencia de un vector de cointegración. Con este vector es posible identificar una relación de largo plazo entre la tasa pasiva de 360 días y la tasa de política monetaria, representada por la tasa de mercado de treinta días. La ecuación [5] contiene los coeficientes normalizados de la ecuación de cointegración.

$$r_{pt}^{360} = 0,60 + 0,77r_{pt}^{30} \quad [5]$$

En términos generales los signos son los esperados. La tasa de política monetaria afecta positivamente a la tasa de interés pasiva de largo plazo del mercado financiero. Dicho impacto es incompleto ya que el coeficiente de traspaso, o *pass-through* de largo plazo, asciende a 0,77. La ecuación cumple con las pruebas estadísticas, salvo la normalidad. Lo anterior, es algo frecuente en los datos dominicanos del periodo, debido a la existencia de valores extremos, producto de la crisis económica y de choques reales, producto de fenómenos de la naturaleza.

9 En RD existen datos de tasas de interés activa entre treinta y noventa días, entre noventa y 180 días, entre 180 días y 360, más de 360 días, promedios ponderados y promedios simples.

10 Los criterios de información de Schwarz (1978), Akaike (1974, 1976) y Hannan-Quinn (1979) sugieren que el nivel de rezago óptimo para realizar la estimación de cointegración sería de 2.

El próximo paso consiste en expresar la ecuación [5] como mecanismo de corrección de errores (Engle & Granger, 1987), con el objetivo de que pueda ser incluida en la estimación de corto plazo. La ecuación [6], que representa la dinámica de corto plazo de la tasa de interés pasiva, se obtuvo con el método de lo general a lo específico.

$$\Delta r_{pt}^{360} = -0.324\Delta r_{pt-1}^{360} - 0.221\Delta r_{pt-2}^{360} + 0.657\Delta r_{pt}^{30} + 0.545\Delta r_{pt-1}^{30} + 0.207\Delta r_{pt-4}^{30} - 0.141mce_{t-1} - 0.272d953 - 0.238d987 - 0.30d107$$

$R^2 = 0.40 \quad RSS = 0.09 \quad DW = 1.92 \quad [6]$

Autocorrelación: LM:
 $F(12,154) = 1.57[0.105]$

Heterocedasticidad: ARCH:
 $F(12,150) = 1.22[0.27]$

Prueba de Normalidad:
 $\chi^2(2) = 9.46[0.01]$

Asimetría: -0.09 Curtosis: 4.13

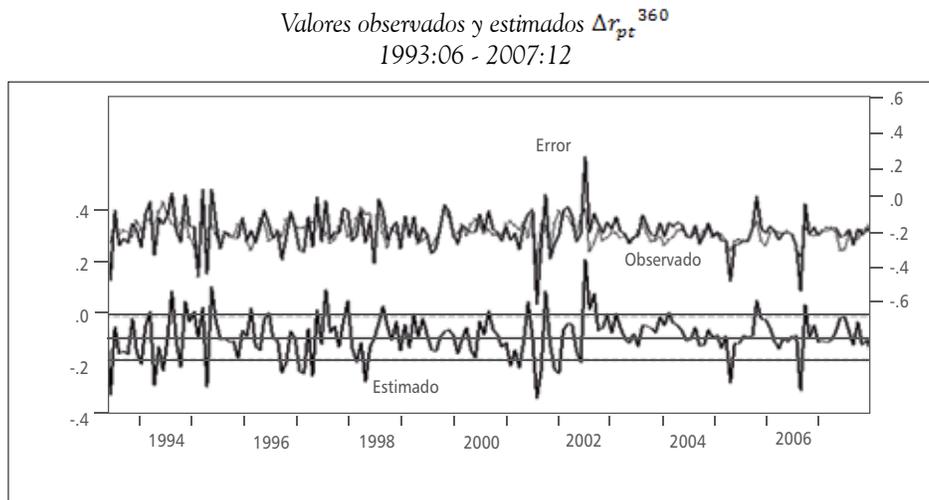
La ecuación de corto plazo muestra que los desequilibrios del modelo se corrigen en, aproximadamente, cinco periodos. Nótese, también, que el modelo de corto plazo replica con gran exactitud el proceso generador de datos (gráfica 2).

Otros detalles interesantes en la ecuación [6] son: a) la existencia de dos parámetros significativos para la tasa de 360 días rezagada, uno y once periodos, indica que no existe persistencia en la evolución de las tasas de interés dominicanas; b) la tasa de interés a treinta días influye en la de 360 días con el signo esperado inmediatamente, y con rezagos de uno, nueve y doce periodos. La suma de esta influencia indica un traspaso más que completo en el largo plazo; c) la ecuación no pasa la prueba de normalidad algo que puede ser corregido con variables dicotómicas y que es frecuente en los datos dominicanos por las crisis recurrentes.

Tasa pasiva de más de un año

La metodología anterior se aplicó a una estimación, utilizando una medida de tasa de largo plazo diferente, una tasa de más largo plazo, aquella de más de 360 días. Al igual que en la ecuación anterior, los resultados de las pruebas de traza y las prueba de valores característicos muestran la existencia de un vector de cointegración (ver cuadro 2). Utilizando los criterios de información de Schwarz (1978), Akaike (1974, 1976) y Hannan-Quinn (1979) se escogió un número de rezagos de dos para la estimación.

Gráfica 2.



Fuente: Elaboración propia con estimación basada en datos BCRD.

Cuadro 2.

Prueba de cointegración, procedimiento de Johansen
Ecuación de tasa pasiva de 360 días o más.

| Valores característicos | H ₀ :r | Traza (calculado) | Traza 95% (tablas) |
|-------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| 0,107 | 0 | 22,83* | 20,26 |
| 0,015 | 1 | 2,68 | 9,16 |

Fuente: Elaboración propia con estimación basada en datos BCRD.

Nota: rechazo de la hipótesis nula. Periodo 1993(4)-2007(12).

Número de rezagos utilizados en el VAR=2

La relación de largo plazo entre la tasa pasiva de más de 360 días y la TPM, representada por la tasa de mercado de treinta días, se presenta en [7]:

$$r_{pt}^{360+} = 0,67 + 0,73r_{pt}^{30} \quad [7]$$

En la ecuación [7] los signos son los esperados, ya que la teoría sugiere que la TPM afecta positivamente a la tasa de interés pasiva de largo plazo del mercado financiero. Dicho impacto es incompleto, puesto que el coeficiente de traspaso o *pass-*

through de largo plazo es menor que uno. La ecuación cumple con las pruebas estadísticas, salvo la normalidad, aunque esto cambió con la inclusión de algunas variables dicotómicas. Con la ecuación de largo plazo obtenemos un MCE (Engle & Granger, 1987), el cual se incluye en la estimación de la ecuación de corto plazo representada por [8]:

$$\begin{aligned} \Delta r_{pt}^{360+} = & \underset{(1.77)}{-0.132\Delta r_{pt-1}^{360}} + \underset{(2.76)}{0.39\Delta r_{pt}^{30}} + \\ & \underset{(2.16)}{0.318\Delta r_{pt-1}^{30}} + \underset{(2.84)}{0.392\Delta r_{pt-9}^{30}} - \underset{(-2.93)}{0.429\Delta r_{pt-10}^{30}} \\ & + \underset{(2.08)}{0.278\Delta r_{pt-12}^{30}} - \underset{(-5.51)}{0.426mce_{t-1}} \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.39 \quad RSS = 0.10 \quad DW = 2.08 \quad [8]$$

Autocorrelación: LM:

$$F(12,148) = 1.40[0.173]$$

Heterocedasticidad: ARCH:

$$F(12,142) = 1.24[0.26]$$

Prueba de Normalidad:

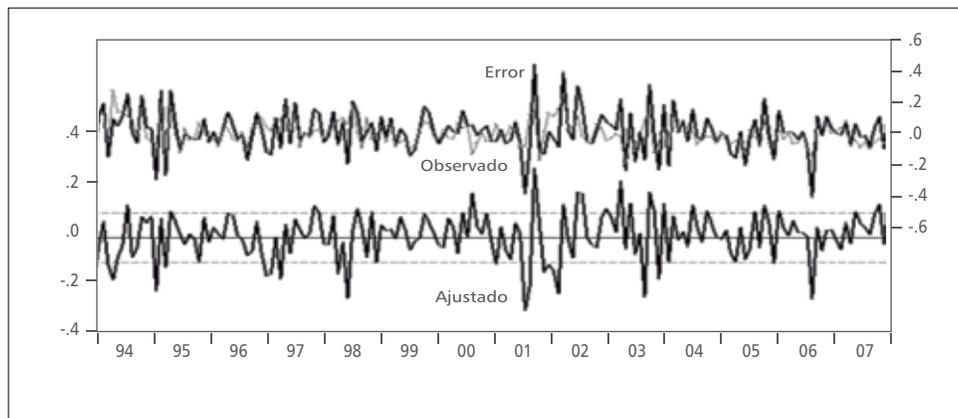
$$\chi^2(2) = 7.40[0.02]$$

Asimetría: -0.44

Curtosis: 3.53

Gráfica 3.

Valores observados y estimados Δr_{pt}^{360+}
1993:06 - 2007:12



Fuente: Elaboración propia con estimación basada en datos BCRD.

Los desequilibrios de corto plazo se corrigen en menos de un trimestre. La dinámica de tasa de interés muestra que: a) existe un parámetro significativo, pero con signo contrario, para la tasa de 360 días rezagada, a un periodo; b) la tasa de interés a treinta días influye en la de más de 360 días con el signo esperado. Su magnitud indica que la transferencia no es inmediata, pues hay rigidez. La TPM influye, también, de forma positiva con rezagos de nueve y doce meses. La suma de la influencia total es cercana a uno, lo que estaría indicando un traspaso completo; c) la ecuación no pasa normalidad, lo cual puede corregirse con variables *dummies*. La gráfica 3 muestra que [8] replica con gran exactitud el proceso generador de datos.

Tasa activa

La relación de cointegración para la tasa activa arroja resultados que confirman la existencia de un vector de cointegración. Al igual que en las ecuaciones pasivas se trabajó con dos rezagos, utilizando los mismos criterios de información del ejercicio anterior. Los resultados se presentan en el cuadro 3.

Cuadro 3.

Prueba de cointegración, procedimiento de Johansen
Ecuación de tasa activa de 360 días o más.

| Valores característicos | H ₀ :r | Traza (calculado) | Traza 95% (tablas) |
|-------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| 0,142 | 0 | 30,48* | 30,09 |
| 0,007 | 1 | 1,30 | 1,29 |

Fuente: Elaboración propia con estimación basada en datos BCRD.

Nota: (*) rechazo de la hipótesis nula. Periodo 1992(1)–2007(12)

Número de rezagos utilizados en el VAR = 2

El mecanismo de transmisión de la TPM a la tasa activa de largo plazo del sistema se resume en el modelo representado en la ecuación [9]:

$$r_{at}^{360+} = 0.269 + 0.938r_{at}^{90} \quad [9]$$

La tasa de política monetaria afecta positivamente y de forma casi completa a la tasa de interés activa de largo plazo del mercado financiero. El coeficiente de traspaso o *pass-through* de largo plazo asciende a 0,94. Con esta relación de largo plazo y el MCE que de ella se deriva, estimamos por el método de lo general a lo particular una ecuación de corto plazo representada en [10]:

$$\begin{aligned} \Delta r_{at}^{360+} = & -0.15\Delta r_{at-1}^{360} + 0.454\Delta r_{at}^{90} + \\ & + 0.229\Delta r_{at-1}^{90} + 0.144\Delta r_{at-2}^{90} \\ & - 0.238mce_{t-1} \end{aligned} \quad [10]$$

R² = 0.37 RSS = 0.04 DW = 1.97

Autocorrelación: LM:

$$F(12,151) = 0.34[0.98]$$

Heterocedasticidad: ARCH:

$$F(12,143) = 0.74[0.71]$$

Prueba de Normalidad:

$$\chi^2(2) = 3.25[0.20]$$

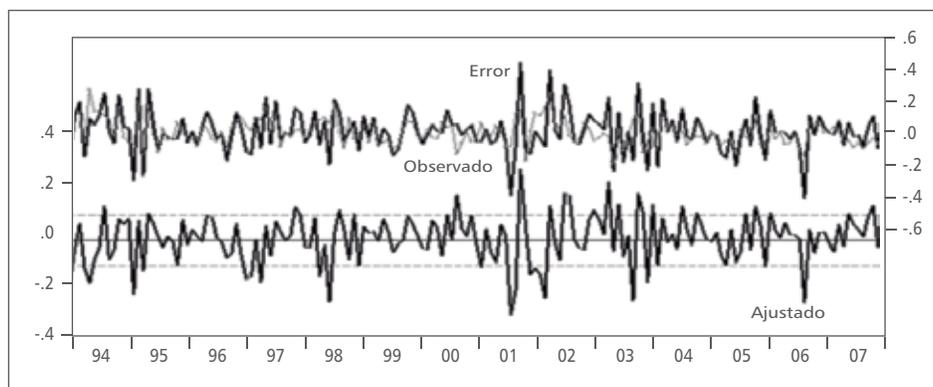
Asimetría: -0.21

Curtosis: 3.53

La ecuación de corto plazo muestra que los desequilibrios del modelo se corrigen en alrededor de cuatro periodos y medio. Otros detalles interesantes de la interpretación de la ecuación [10] son: a) la existencia de un parámetro significativo para la tasa activa de 360 días rezagada, un periodo indica que no existe persistencia en la evolución de las tasas de interés dominicanas. Una vez más el signo es el opuesto al esperado; b) la tasa de interés activa a noventa días influye en la de más de 360 días con el signo esperado, pero parcialmente al principio. De forma gradual se va logrando un traspaso completo. El impacto final proviene de la tasa de noventa días rezagada, uno y dos periodos; c) la ecuación cumple con las pruebas estadísticas, incluyendo normalidad, aun sin el uso de variables dicotómicas. La gráfica 4 muestra que el modelo de corto plazo replica con gran exactitud el proceso generador de datos.

Gráfica 4.

Valores observados y estimados Δr_{pt}^{360+}
1994:01 - 2007:12



Fuente: Elaboración propia con estimación basada en datos BCRD.

SIMULACIONES

Con el objetivo de verificar la velocidad de convergencia del efecto traspaso, se realizaron simulaciones de incrementos de 200 pbs en la tasa de política monetaria. La escogencia de este choque no es fortuita. El ejercicio trata de replicar el impacto que tendría una decisión de política monetaria tomada por el BCRD, a principios de 2008, en el marco de la crisis hipotecaria y la desaceleración de EE.UU.

En los resultados de la simulación se presenta qué ocurriría si el choque fuera permanente y qué pasaría si fuera temporal. El ejercicio de simulación se hizo con un programa construido en EViews 6,0. Los resultados de estas simulaciones realizadas, la de tasa pasiva con el modelo de más de 360 días y la de tasa activa con el modelo correspondiente, se presentan en la gráfica 5.

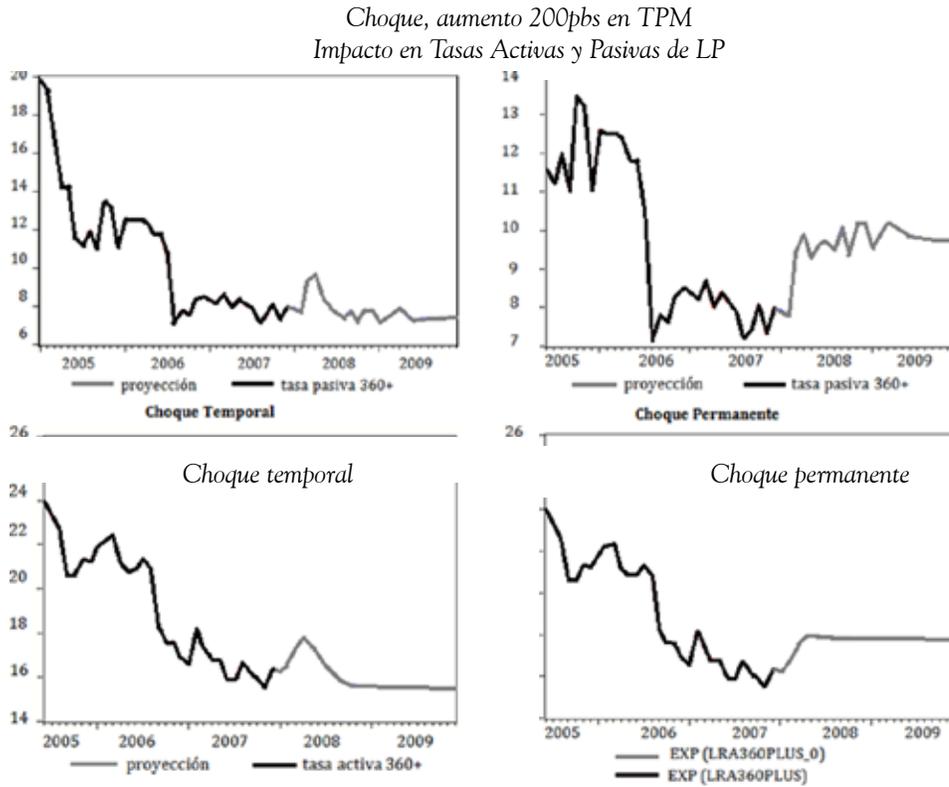
Nótese, en las dos figuras del lado izquierdo, que un aumento de la TPM de 200 pbs lleva, inicialmente, a un incremento de las tasas, tanto activa como pasiva. Sin embargo, el proceso por representar un choque temporal, se revierte antes del año. La política es inefectiva si el mercado percibe la temporalidad de la decisión: las expectativas son importantes.

Por otro lado, si el choque se percibe como permanente (lado derecho de la gráfica 5), la política monetaria es efectiva. Llama la atención que el efecto es mayor en la tasa pasiva que en la activa, probablemente, por la estructura de mercado del sistema financiero dominicano.

CAMBIO ESTRUCTURAL

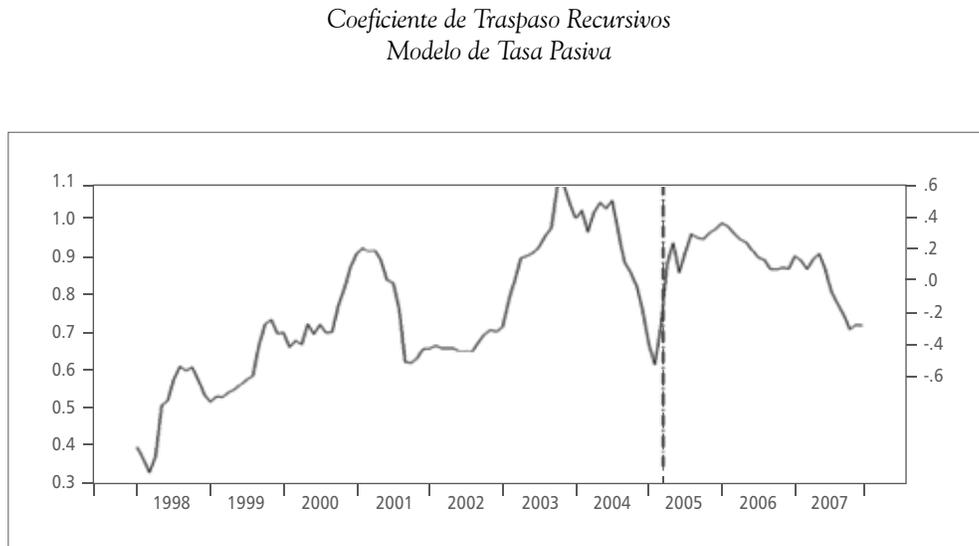
Para verificar la existencia de cambio estructural, en el parámetro de tasas de interés, se realizaron dos estimaciones de regresiones secuenciales regresivas (*rolling regressions*), una para el modelo con tasa pasiva y otra para el modelo de tasa activa. La gráfica 6 presenta cómo evoluciona el parámetro obtenido en el cálculo de la regresión secuencial recursiva para la tasa pasiva. Como se puede observar en la gráfica, el coeficiente de traspaso mantuvo una tendencia creciente y mucha volatilidad entre 1998 y 2004. Sin embargo, a partir de 2005, se observa mayor estabilidad y ninguna tendencia en el indicador, lo que indica una mayor efectividad del canal de tasa de interés, el cual puede atribuirse al fortalecimiento institucional de la política monetaria desde 2002

Gráfica 5.



Fuente: Elaboración propia con estimación basada en datos BCRD.

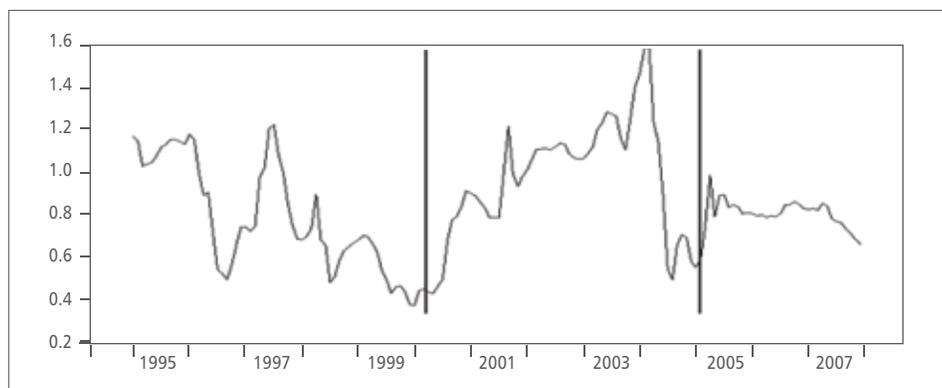
Gráfica 6.



Fuente: Elaboración propia con estimación basada en datos BCRD.

Gráfica 7.

Coefficiente de Traspaso Recursivos
Modelo de Tasa Activa



Fuente: Elaboración propia con estimación basada en datos BCRD.

y al proceso de aprendizaje que se ha dado en los mercados financieros por más de diez años.

La gráfica 7 confirma un resultado parecido, para la tasa activa, al obtenido en la estimación de la regresión secuencial recursiva para la tasa pasiva. Nótese la amplia volatilidad de la tasa activa entre 1995 y 2005 y cómo, a partir de este último año, el coeficiente de traspaso se estabiliza, una vez confirmada la existencia de un canal de transmisión de tasa de interés más funcional que en los últimos tres o cuatro años.

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

El estudio del canal de transmisión de las tasas de interés en RD, presentado en este documento, forma parte de una agenda de investigación más comprensiva, que incluye estimaciones de regla de política y de impacto de decisiones de política sobre variables reales. Resultados preliminares muestran que existe un canal de transmisión de tasas de interés y que ese canal es completo en el largo plazo para las tasas activas, aunque incompleto para las tasas pasivas. En el corto plazo, sin embargo, la transmisión no es flexible y hay un proceso gradual hacia un traspaso completo en la tasa activa.

Un resultado interesante de la investigación es que en el estudio se comprueba la existencia de un cambio estructural en el parámetro de *pass-through* de largo plazo. Este parámetro se vuelve más estable a partir de 2005, lo que indica, claramente, un canal de transmisión más funcional. La existencia de un cambio estructural se confirma dividiendo la estimación de largo plazo en dos muestras: una que se extiende hasta diciembre de 2002 y otra que comienza en enero de 2003. El parámetro de traspaso de la segunda ecuación es mayor y confirma los resultados de las regresiones recursivas.

Otro resultado importante es que, en el corto plazo, los desvíos del equilibrio de las tasas activas y pasivas se corrigen entre cuatro y medio y cinco meses. Este indicador parcial de velocidad de convergencia se confirma en la realización de simulaciones. Las simulaciones del modelo mostraron en la práctica que cambios transitorios de política no hacen reaccionar a la banca como cambios permanentes.

En la agenda de investigación, sobre el canal de tasa de interés, queda pendiente construir un modelo orientado a verificar el impacto de cambios en las tasas de largo plazo en las variables reales de la economía, particularmente, en el producto interno bruto y la inflación.

REFERENCIAS

1. Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19, 716-723.
2. Akaike, H. (1976). Canonical Correlation Analysis of Time Series and the Use of an Information Criterion. En R.K. Mehra, and D.G. Lainiotis (Eds.). *System Identification: Advances and Case Studies*. New York: Academic Press.
3. Andújar-Scheker, J. G. (enero-marzo, 2005). Reformas económicas y negociaciones políticas: apuntes sobre la experiencia dominicana de los noventa. *Ciencia y Sociedad*, 30(1), 7-57.
4. Andújar-Scheker, J. G. & Medina, A. (2007). *Modelo macroeconómico de pequeña escala para República Dominicana* (Informe de Política Monetaria). Santo Domingo: Banco Central de la República Dominicana.
5. Bernanke, B. S. & Mishkin, F. S. (1997). Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? *NBER Working Papers*, 5893, p. 1-31.
6. Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
7. Brown, R. L. Durbin, J. & Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 37(2), 149-163.
8. Burgstaller, J. (december, 2005). *Interest Rate Pass-through Estimates from Vector Autoregressive Models* (Working paper No. 0510). Austria: Johannes Kepler University of Linz.
9. Cáceres, L. R. (enero-marzo, 2002). Inercia en las tasas de interés de El Salvador y Guatemala. *El Trimestre Económico*, 69(1), 95-113.
10. Cecchetti, S. G. (mayo, 1995). Distinguishing Theories of the Monetary Transmission Mechanism. *Federal Reserve Bank of St. Louis*, 83-97.
11. Cecchetti, S. G. (mayo, 1999). The Future of Financial Intermediation and Regulation: an Overview. *Current Issues in Economics and Finance*, 8(5), 1-6.
12. Cottarelli, C. & Kourelis, A. (1994). Financial Structure, Bank Lending Rates, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy. *IMF Staff Papers*, 41(4), 587-623.
13. Chionis, D. & Leon, C. A. (2005). *Modeling Interest Rate Transmission Dynamics in Greece. Is There Any Structural Break After EMU?* (Working paper) Greece: Department of Thrace.
14. Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1077.
15. Engle, R. F. (Julio, 1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
16. Engel, R. & Granger, C. W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
17. Espinosa-Vega, M. A. & Rebutti, A. (2003). *Retail Bank Interest Rate Pass-Through: Is Chile Atypical?* (Working papers). Santiago: Central Bank of Chile.
18. Gilbert, C. L. & Qin, D. (2005). The First Fifty Years of Modern Econometrics. In Patterson, Kerry and Mills, Terence (eds.). *Palgrave's Handbook of Econometrics*, 1, 117-155. Basingstoke: Palgrave Macmillan.

19. Gilbert, C. L. & Qin, D. (abril, 2001). The Error Term in the History of Time series *Econometrics. Econometric Theory*, 17(2), 424-450.
20. Godfrey, L. G. (1988). *Misspecification Tests in Econometrics: The Lagrange Multiplier Principle and Other Approaches*. New York: Cambridge University Press.
21. Granger, C. W. J. (junio, 2004). Time Series Analysis, Cointegration, and Applications. *American Economic Review*, 94(3), 421-425.
22. Greene, W. H. (1993). *Econometric Analysis*. New York: Macmillan Publishing Company.
23. Grippa, F. (2004). *Measuring Monetary Policy in Peru* (Working paper). Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
24. Hannan, E. J. & Quinn, B. G. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, 41(2), 190-195.
25. Hansen, H. & Johansen, S. (febrero, 1999). Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-models. *Econometrics Journal*, 2, 306-333.
26. Hendry, D. F. (1995). *Dynamic Econometrics*. USA: Oxford University Press.
27. Hofmann, B. & Goodhart, Ch. (2000). *Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy*. Kansas City: Federal Reserve Bank of Kansas City Proceedings, March.
28. Jarque, C. M. & Bera, A. (agosto, 1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163-172.
29. Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
30. Kydland, F. & Prescott, E. C. (1977). Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, 85(3), 473-491.
31. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
32. Gobierno Dominicano. (2002). Ley Monetaria y Financiera No.183-02. *Gaceta Oficial*, año CXLVI, 10187. Santo Domingo.
33. Leyva-Jimenez, G. (2004). *The Pass-through of Interest Rates in Peru: An Analysis of the Monetary Policy Effectiveness* (Working paper). Lima, Perú: Universidad Agraria La Molina.
34. Maddala, G. S. & Kim, I. (2003). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change, Themes in Modern Econometrics* (Working paper). USA: Cambridge University Press.
35. McCallum, B. (1999). *Analysis of the Monetary Transmission Mechanism: Methodological Issues* (NBER working paper series No. 7395). USA: National Bureau of Economic Research.
36. Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.
37. Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
38. Perron, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80(2), 355-385.

39. Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for Unit Roots in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
40. Poddar, T., Goswami, M., Solé, J. & Echevarria Icaza, V. (1994). *Interest Rates Determination in Lebanon* (IMF Working Paper 06-94). Washington D.C.: International Monetary Fund.
41. Sánchez Fung, J. R. (2003). *Reglas Monetarias, Metas de Inflación y sus Aplicaciones Potenciales en el Diseño e Implementación de la Política Monetaria en la Republica Dominicana* (Documento de Trabajo). Santo Domingo: BCRD.
42. Sánchez Fung, J. R. (2005). Estimating a Monetary Policy Reaction Function for the Dominican Republic. *International Economic Journal*, 19(4), 563-577.
43. Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimensions of a Model. *Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.
44. Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 1(48), 1-48.
45. Taylor, J. B. (1995). *The monetary transmission mechanism: an empirical framework* (Working Papers in Applied Economic Theory 95-07). USA: Federal Reserve Bank of San Francisco.
46. Toolsema et al. (2001) *Convergence of Monetary Transmission in EMU: New Evidence* (Working Paper 465). Munich: CESifo.
47. Walsh, C. E. (2000). *Monetary Theory and Policy*. Cambridge, Mass: The M.I.T. Press.
48. Williams, O. (2001). *The Transmission of Monetary Policy in the Dominican Republic* (Working Paper). Washington D.C.: International Monetary Fund.
49. Williamson, J. (1991). *The Progress of Policy Reform in Latin America*. Washington, D.C.: Institute for International Economics.

APÉNDICE A-1

Las ecuaciones (a.1.1) y (a.1.2) presentan los mejores resultados obtenidos, luego de estimar varias ecuaciones de cointegración que relacionan las tasas activa y pasiva de más corto plazo, con la tasa interbancaria:

$$r_{pt}^{30} = -0.877 + 1,33r_t^{int} \quad (\text{a.1.1})$$

$$r_{at}^{90} = -0.809 + 1,0r_t^{int} \quad (\text{a.1.2})$$

La relación (a.1.1) nos dice que, en el largo plazo, un cambio de un punto porcentual en la tasa de interés interbancaria genera un cambio en la tasa pasiva de treinta días de 1,33 puntos porcentuales. La relación (a.1.2), por otro lado, plantea que un cambio de un punto porcentual en la tasa de interés interbancaria genera un cambio de exactamente un punto porcentual en la tasa activa. Según estas mediciones, en el largo plazo, la transmisión de la tasa interbancaria a la tasa activa es completa, mientras que la transmisión de la tasa interbancaria a la tasa pasiva se consideraría más que completa.

Ambas ecuaciones provienen del vector normalizado de cointegración y pasan las pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad. En ambos casos, se incluyen variables dicotómicas para los periodos enero del 2004 y febrero del 2004, representativos de la crisis bancaria.

APÉNDICE A-2

Pruebas de estacionariedad

| Variable | ADF | | | PP | | | KPSS | |
|------------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | A | B | C | A | B | C | η_t | η_μ |
| r_{pt}^{30} | -1,97(1) | 0,27(1) | 2,38(1) | -1,52(4) | 0,58(3) | 3,84(4) | 0,19*(6) | 0,90*(6) |
| Δr_{pt}^{30} | -4,23*(0) | -4,15*(0) | -3,28*(0) | -4,22*(3) | -4,13*(3) | -3,17*(3) | 0,07(3) | 0,19(4) |
| $\Delta\Delta r_{pt}^{30}$ | -9,01*(0) | -9,09*(0) | -9,17*(0) | -12,2*(10) | -12,2(10) | -12,4*(10) | 0,15*(16) | 0,15(16) |
| r_{pt}^{360} | -3,04(6) | -2,54(5) | -0,67(5) | -2,70(3) | -2,8(3) | -1,34(3) | 0,11(5) | 0,35(5) |
| Δr_{pt}^{360} | -5,01*(4) | -5,01*(4) | -5,03*(4) | -5,9*(2) | -5,9*(2) | -5,9*(2) | 0,04(3) | 0,09(32) |
| $\Delta\Delta r_{pt}^{360}$ | -4,81*(4) | -4,84*(4) | -4,89*(4) | -13,9*(6) | -14,1*(6) | -14,2*(6) | 0,15*(17) | 0,15(17) |
| r_{pt}^{360+} | -3,01(1) | -0,89(1) | 1,45(3) | -2,2(3) | -0,4(3) | 1,28(3) | 0,18*(5) | 0,81*(6) |
| Δr_{pt}^{360+} | -4,76*(2) | -4,73*(2) | -3,75*(0) | -4,0*(3) | -4,0*(3) | -3,88*(3) | 0,05(2) | 0,09(2) |
| $\Delta\Delta r_{pt}^{360+}$ | -8,90*(0) | -8,99*(0) | -9,07*(0) | -10,9*(8) | -11,1*(8) | -11,3*(8) | 0,165*(18) | 0,17(18) |
| r_{at}^{90} | -2,58(4) | -0,001(4) | 2,14(4) | -4,07*(2) | -0,11(14) | 5,31(26) | 0,16*(5) | 0,94*(6) |
| Δr_{at}^{90} | -2,89(3) | -2,87*(3) | -1,84**(1) | -15,7*(10) | -15,4*(10) | -10,1*(10) | 0,133(13) | 0,18(13) |
| $\Delta\Delta r_{at}^{90}$ | -19,36*(2) | -19,56*(2) | -19,8*(2) | -43,4*(12) | -43,5*(12) | -44,0*(12) | 0,24*(11) | 0,33(11) |
| r_{at}^{360+} | -3,61*(0) | -0,59(1) | -3,12(1) | -3,60*(4) | -0,31(10) | 4,12(10) | 0,10(5) | 0,96*(6) |
| Δr_{at}^{360+} | -10,14*(0) | -10,2*(0) | -9,04*(0) | -12,2*(14) | -12,3*(14) | -9,1*(0) | 0,15*(17) | 0,2(17) |
| $\Delta\Delta r_{at}^{360+}$ | -10,7*(2) | -10,8*(2) | -10,9*(2) | -38,7*(16) | -40,1*(16) | -40,4*(16) | 0,13*(13) | 0,13(13) |

Nota: (*) indica rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. (**) indica rechazo de la hipótesis nula al 10% de significancia. El valor entre paréntesis indica el número de rezagos (t-sig). Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller. Aumentada, en una muestra de T=55, son de -3,49 incluyendo constante y tendencia. (modelo A), -2,91 únicamente la constante (modelo B) y -1,95 sin constante y sin tendencia (modelo C), (Maddala & Kim, 1998, p. 64). Los valores críticos al 5% para KPSS son de $\eta_\mu = 0,463$ y $\eta_t = 0,146$, (Kwiatkowski et al. 1992, p. 166). η_μ es para la prueba con constante solamente y η_t es para la prueba con constante y tendencia.

