

monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXXI, NÚMERO 2, ABRIL-JUNIO

2008

CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*) y Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2007-2009

Presidente: Banco Central de Reserva del Perú □ **Miembros:** Banco Central de la República Argentina □ Banco Central de Brasil □ Banco Central de Honduras □ Banco de Jamaica □ Banco de México (permanente) □ Banco Central de Venezuela.

AUDITORÍA EXTERNA

Banco de México

PERSONAL DIRECTIVO

Director General: Kenneth Coates □
Subdirector General: Luiz Barbosa □
Coordinadora Institucional de Capacitación: Jimena Carretero Gordon □
Coordinador Institucional de Programas y Reuniones Técnicas de Banca Central: Fernando Sánchez Cuadros □
Coordinadora Institucional de Servicios de Información: Ana-Laura Sibaja Jiménez □
Coordinador Institucional de Administración y Finanzas: Javier Granguillhome Morfin.

monetaria es una publicación trimestral del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango n° 54, México, D. F., 06700. Impresa en los talleres de Alejandro Duplancher, Mariano Escobedo n° 114-3B, México, D. F., 11320. 380 ejemplares. ISSN 0185-1136.

monetaria

VOLUMEN XXXI, NÚMERO 2, ABRIL-JUNIO DE 2008

Luis Fernando Melo Velandia
Óscar Reinaldo Becerra Camargo

145 Una descripción de la dinámica de las tasas de interés de corto plazo en Colombia

Fernando N. de Oliveira

175 Canal de crédito bancario en Brasil: evidencia de la oferta de crédito bancario y de la composición del financiamiento externo de las empresas

Antoine Martin
Cyril Monnet

221 Marcos de implementación de la política monetaria: un análisis comparativo

Elizabeth Bucacos

265 Real (effective) exchange rate in Uruguay: a periodic cointegration approach

Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el criterio del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.

Luis Fernando Melo Velandia
Óscar Reinaldo Becerra Camargo

Una descripción de la dinámica de las tasas de interés de corto plazo en Colombia

I. INTRODUCCIÓN

La tasa de interés de corto plazo ha jugado un papel importante en la política monetaria colombiana. En los últimos años, bajo la política de Inflación Objetivo, la tasa de interés de corto plazo se convirtió en la meta operativa del Banco de la República (BR). A través del logro de esta meta la autoridad monetaria pretende alcanzar su objetivo final, el control de la inflación.

En este contexto, es importante identificar de una manera correcta la dinámica existente entre los instrumentos de política

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el presente trabajo de L. F. Melo Velandia y Ó. R. Becerra Camargo, Econometrista Principal de la Gerencia Técnica del Banco de la República y estudiante de la Maestría en Matemática Aplicada de la Universidad Nacional de Colombia, respectivamente. Una primera versión de este documento fue presentada en la XII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, auspiciada por el Banco de España y el CEMLA, celebrada en Madrid, del 5 al 7 de noviembre de 2007. Los resultados y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores y su contenido no compromete al Banco de La República ni a su junta directiva. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Luis E. Arango, Andrés González, Carlos Huertas, Munir Jalil, John J. León, Daniel Osorio, José V. Romero y Hernando Vargas. (Correos electrónicos: <Lmelovel@banrep.gov.co y obecerra@fedesarrollo.org.co>.)

monetaria (tasas de subasta y tasas lombardas de expansión y contracción) y las tasas de interés de corto plazo. Como lo mencionan Gómez *et al.* (2002) en los últimos años el BR ha tratado de: “fortalecer la relación existente entre las tasas de intervención, la tasa interbancaria y las tasas de plazos más largos”.

En este documento, se intentará aproximar la relación existente entre dos tasas de interés de corto plazo, la tasa interbancaria (TIB) y la tasa de certificados de depósitos a 90 días (CDT), y una de las tasas de intervención del Banco de la República (tasa de subasta de expansión)¹ a través de la aplicación de modelos VARX - GARCH multivariados. Éstos modelos tienen la ventaja que pueden modelar dependencias en el primer momento (la media) y en el segundo momento condicional de las series (la varianza).

La estructura del documento es como sigue: en la segunda sección, se presentarán brevemente algunas consideraciones acerca de las relaciones existentes entre las tasas de interés y sus implicaciones en política monetaria. En la tercera sección se presenta una introducción a los modelos GARCH multivariados, MGARCH, y los resultados de la estimación se presentan en la cuarta sección. Finalmente, en la quinta sección se concluye.

II. TASAS DE INTERÉS Y POLÍTICA MONETARIA

En la literatura económica existen diferentes mecanismos de transmisión de la política monetaria, a través de los cuales los bancos centrales alcanzan sus objetivos finales. El más tradicional, y quizás uno de los más discutidos, es el canal de tasas de interés. Este ha sido ampliamente estudiado y es una pieza clave en la estructura IS-LM [Mishkin, 1996]. En éste, el banco central afecta las tasas de interés nominales de corto plazo, y en presencia de precios rígidos, afecta las tasas reales de corto y largo plazo,² lo cual lleva a cambios en las decisiones de inversión de los agentes,³ y finalmente afecta la demanda agregada y los precios.

Esta teoría asume que en la economía existen solamente dos activos, el dinero y los bonos. En este último activo se encuentran

¹ La cual tiene relevancia como instrumento de política dado el carácter de prestamista neto que ha tenido el BR en estos últimos años.

² Inclusive en presencia de expectativas racionales, Mishkin (1996).

³ Incluyendo el consumo en bienes durables, por ejemplo, el gasto en vivienda.

todos los demás activos financieros que sirven como reserva de valor.⁴ Otra característica principal de este canal es que se asume que el dinero no tiene sustitutos perfectos y que su oferta es controlada por la autoridad monetaria. Además, como se mencionó anteriormente, se asume que los precios no se ajustan automáticamente [Villalobos *et al.*, 1999].

Complementario al canal de tasas de interés se encuentra el canal de crédito, el cual se fundamenta básicamente en el papel de los bancos comerciales en la solución de los problemas de información asimétrica en los mercados financieros y en la heterogeneidad de los agentes que participan en los mismos [Walsh, 2003]. Este canal a su vez puede descomponerse en dos: el canal del crédito bancario y el de hoja de balance. De acuerdo con el canal de crédito bancario, cambios en la política monetaria que afecten las posiciones de reserva de los bancos comerciales, varían la oferta de crédito en la economía, las tasas de interés y por consiguiente las decisiones de inversión (consumo) por parte de los agentes, la demanda agregada y los precios [Mishkin, 1996].

Por otra parte, el canal de hoja de balance establece que en presencia de problemas de riesgo moral y selección adversa, las instituciones financieras pueden racionar el crédito a ciertos agentes dentro de la economía. Los flujos netos de caja de las firmas cambian ante medidas de política monetaria que afecten las tasas de interés nominales. Entre más bajos (altos) sean los flujos netos de caja de las firmas, las instituciones financieras encontraran más (menos) problemas de riesgo moral y selección adversa para otorgar crédito a las firmas. En consecuencia, la oferta de crédito varía, afectando las decisiones de inversión por parte de las firmas y finalmente la demanda agregada y los precios [Mishkin, 1996].

El canal de crédito bancario asume, por el lado de los prestamistas, que los bancos no tienen sustitutos perfectos dentro de sus activos sujetos a reservas, de manera que las decisiones de política puedan afectar la oferta de crédito y por el lado de los prestatarios, que las firmas no poseen sustitutos perfectos del crédito bancario, es decir, que no existen fuentes alternas de financiación a las cuales puedan acudir sin incurrir en costos adicionales, tales como la emisión de acciones o de títulos de deuda. En el canal de crédito de hoja de balance, es necesario que los establecimientos bancarios no puedan ser sustituidos en su

⁴ Mishkin (2001) discute ampliamente el papel de otros activos como agentes transmisores de la política monetaria.

tarea de reducir las asimetrías de información en el mercado [Walsh, 2003].⁵ Si estos supuestos no se cumplen, la relación entre las tasas de interés puede ser más difusa y por lo tanto, las medidas de política monetaria tendrían una menor efectividad a través de este canal.

En el caso colombiano, a partir del año 2001 la tasa de interés de corto plazo se convirtió en la meta operativa de la política monetaria. Las subastas de expansión y contracción se convirtieron en los principales instrumentos de política a través de los cuales el Banco de la República (BR) suministra liquidez dentro de la economía, tratando de mantener una estrecha relación entre sus tasas de interés y la tasa de interés de corto plazo, medida a través de la tasa del mercado interbancario TIB [Huertas *et al.*, 2005].

Esta relación entre las tasas de intervención del BR y las tasas de corto plazo sólo corresponde a la fase inicial del mecanismo a través del cual se transmiten a la economía las decisiones de política adoptadas por el BR y afectan su objetivo final principal, el control de precios.⁶

Tal como lo destacan Huertas *et al.*, (2005), otro aspecto importante en la determinación de medidas de políticas monetarias en las cuales se utiliza como meta operativa las tasas de interés, es la estabilidad de estas últimas. Tasas de interés estables implican mayor certeza para las entidades financieras en la definición de sus pasivos y sus tasas de colocación, lo cual se termina transmitiendo al resto de la economía.

Desde 1995, el BR ha tomado una serie de medidas encaminadas a reducir la volatilidad en la TIB, las cuales han obtenido mejores resultados a partir de 2001.⁷ En la gráfica I se presenta la evolución de la tasa interbancaria y la tasa diaria de los Certificados de Depósito a 90 días (CDT), junto con las tasas de intervención del BR para el período diario comprendido entre enero de 2001 y septiembre de 2005. En esta gráfica se muestra que en la mayor parte del período analizado, las tasas de corto plazo siguen la dinámica de las tasas de intervención.

En este contexto, es necesario entender de la mejor manera posible las relaciones existentes entre las tasas de intervención

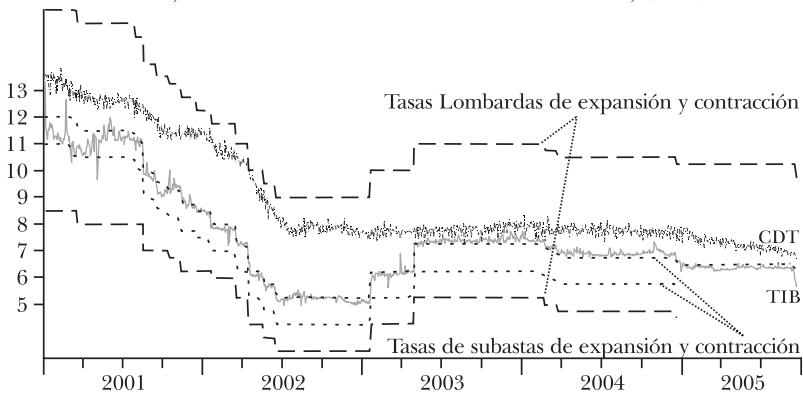
⁵ Es importante anotar que existen otros canales de transmisión de política monetaria en la literatura económica, tales como el canal de tipo de cambio y el canal de precios de otros activos financieros, entre otros, véase Mishkin (1996).

⁶ Una descripción detallada de los procesos que realiza un banco central en la etapa inicial del canal de transmisión monetaria se encuentra en Huertas *et al.* (2005).

⁷ Banco de la República (2000) y Cardozo y Hernández (2005).

del BR (subastas de expansión y contracción, tasas lombardas de expansión y contracción) y las tasas de interés de corto plazo (TIB y CDT). En las siguientes secciones, se pretende identificar posibles efectos de las decisiones de política monetaria en su primera etapa, es decir, en la acción de los instrumentos de política monetaria sobre las metas operativas. Específicamente, se evaluará la relación existente entre una de las tasas de intervención del BR, la tasa de subasta de expansión, y dos tasas de corto plazo, la tasa interbancaria (TIB) y la tasa de depósitos a término fijo (CDT), la cual sirve como referencia a otras tasas en la economía [Huertas *et al.*, 2005].

GRÁFICA I. TIB, CDT Y TASAS DE INTERVENCIÓN DEL BR, 2001-2005



III. APROXIMACIÓN A LA RELACIÓN DE LAS TASAS DE INTERÉS A TRAVÉS DE MODELOS VARX – MGARCH

Si la teoría del canal de crédito se cumple, las decisiones de política monetaria afectan la liquidez del sistema financiero, las tasas de interés varían y finalmente, este efecto se transmite al resto de la economía. Sin embargo, las decisiones de política monetaria no solamente deben preocuparse por controlar los niveles de las tasas de interés, sino también por su estabilidad, la cual puede ser aproximada por la volatilidad de las tasas.

En este sentido, es necesario tomar algún tipo de aproximación que cumpla con estas características. Por un lado, que pueda incluir las relaciones dinámicas entre las tasas, pero no solamente en su nivel (o su variación) sino también que tenga en cuenta las relaciones de las volatilidades de las series. Adicionalmente, la aproximación seleccionada debe tener en cuenta el carácter exógeno de la tasa de subasta de expansión y permitir

observar los efectos de cambios en esta variable sobre la TIB y la CDT.

Incluir otra tasa de interés como la tasa de depósitos a término DTF o la CDT, ofrece información adicional acerca de los efectos directos e indirectos de la política monetaria (es decir, por movimientos en las tasas de intervención o a través de la TIB) sobre la estructura de plazos de tasas de interés. Adicionalmente, la inclusión de la DTF permite observar la interacción dinámica de esta tasa con la TIB, lo cual es aún más informativo si se tiene en cuenta que la DTF es una tasa que se utiliza como referencia para otras tasas en la economía [Huertas *et al.*, 2005].

Huertas *et al.* (2005), emplean la metodología de modelos VAR para observar las relaciones dinámicas entre algunas de las tasas de interés del mercado colombiano e integran un análisis descriptivo para analizar el efecto de las tasas de intervención sobre dichas tasas. Sin embargo, esta metodología no permite ver si las volatilidades de estas tasas se encuentran relacionadas, ni el efecto dinámico que puede tener las variaciones de las tasas de intervención del BR sobre las tasas de mercado.

Por lo tanto, se adoptó la metodología de modelos GARCH multivariados, en la cual se pueden considerar simultáneamente las interacciones dinámicas entre las tasas de interés tanto en su nivel (variación) como en su volatilidad. Adicionalmente, se incluyó como variable exógena la tasa de subasta de expansión. Al final, a través del análisis de Funciones de Impulso Respuesta (IRF), tanto en media como en varianza, y de Análisis de Multiplicadores (MA) se observaron las relaciones existentes entre la TIB, la CDT y las tasas de intervención del BR.⁸

1. Modelos ARCH y GARCH

Los modelos ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models*) pretenden replicar algunas regularidades de los activos financieros tales como los conglomerados de volatilidad (*volatility clustering*) y las colas pesadas de la distribución.⁹ Estos modelos fueron desarrollados por Engle (1982) y suponen que la varianza no condicional es constante en el tiempo, mientras que

⁸ Una breve explicación de la IRF y el MA para los modelos VARX se encuentran en el Anexo 1. Adicionalmente, la definición de la IRF asociada a la varianza se encuentra en la sección III.3.

⁹ Una descripción detallada de las regularidades de los activos financieros se encuentra en Bollerslev *et al.* (1994).

la varianza condicional es variable. El modelo ARCH (q) se define de la forma que señalamos en la siguiente ecuación:

$$(1) \quad y_t = f(z_t) + \varepsilon_t$$

$$(2) \quad \eta_t = \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}}$$

$$(3) \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2,$$

donde $f(z_t)$ es una función que modela el valor esperado de y_t , la cual puede ser por ejemplo un modelo de regresión lineal o un proceso ARMA,¹⁰ y $\eta_t \stackrel{iid}{\sim} N(0,1)$ es un proceso independiente de h_t . Adicionalmente, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $i=1, \dots, q$ y $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$. Es posible demostrar bajo estos supuestos que ε_t es un proceso ruido blanco con varianza condicional h_t .

Una posible generalización de estos modelos son los modelos GARCH, los cuales fueron desarrollados por Bollerslev (1986). Los modelos GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic*) poseen una estructura de rezagos más flexible y en muchos casos, permiten una descripción más parsimoniosa de los datos. Un modelo GARCH (p, q) es descrito por las ecuaciones (1), (2) y (4), esta última ecuación es representada como señalamos a continuación:

$$(4) \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i},$$

donde $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$, $i=1, \dots, q$, $j=1, \dots, p$, lo que garantiza la no negatividad de la varianza condicional.

En este modelo la varianza no condicionada del error es:

$$(5) \quad V(\varepsilon_t) = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{j=1}^p \beta_j},$$

en consecuencia, si $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j \geq 1$ la varianza del error no se encuentra definida. En tal caso, un choque en la volatilidad no se desvanece a medida que avanza el tiempo. Por lo tanto, para

¹⁰ En el caso que $f(z_t)$ este asociada a un modelo ARMA, se dice que las ecuaciones (1), (2) y (3) conforman un proceso ARMA-ARCH.

que la varianza del error esté definida la suma de los coeficientes debe ser menor que uno.

Como se mencionó anteriormente los modelos ARCH o GARCH pueden replicar dos hechos estilizados de los retornos financieros: conglomerados de volatilidad y distribuciones de colas pesadas. Por un lado, las ecuaciones (3) o (4) implican conglomerados de volatilidad y por otro lado, dado que ε_t condicionado al conjunto de información pasada hasta $t-1$ tiene una distribución normal con media 0 y varianza condicionada h_t , se puede demostrar que la curtosis de ε_t no condicionada es mayor que tres,¹¹ la curtosis bajo el supuesto de normalidad. Por lo tanto, la distribución de ε_t puede ser de colas pesadas.

2. Modelos ARCH y GARCH multivariados

La extensión multivariada de los modelos GARCH corresponde a una generalización de las expresiones (1), (2) y (4). La media condicional del proceso y_t de dimensión $N \times 1$ puede ser representada por un modelo VARX(l,s):

$$(6) \quad y_t = \mu + C_1 y_{t-1} + \dots + C_l y_{t-l} + D_0 x_t + \dots + D_s x_{t-s} + \varepsilon_t,$$

donde x_t corresponde a un vector de variables exógenas de dimensión M , C_i y D_i representan matrices de coeficientes de dimensiones $N \times N$ y $N \times M$, respectivamente.

Usualmente, se asume que los errores del modelo (6) tienen una distribución condicional normal multivariada con valor esperado cero (vectorial) y matriz de covarianzas H_t . Si ψ_t denota el conjunto de información disponible hasta el período t :

$$(7) \quad \varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N_N(0, H_t)$$

Este modelo es denominado VARX - MGARCH. Al igual que en el modelo GARCH(p,q) del caso univariado, H_t depende de las observaciones pasadas de ε_{t-i} , $i=1, \dots, q$ y de las matrices de covarianzas H_{t-i} , $i=1, \dots, p$. Considerando que $\text{vech}(\cdot)$ denota el operador que transforma la parte triangular inferior (incluyendo la diagonal) de una matriz simétrica $N \times N$ en un vector de dimensión $N^* = (N(N+1)/2)$, un modelo GARCH(p,q) multivariado, MGARCH(p,q), puede ser representado como:

$$(8) \quad \text{vech}(H_t) = c + \sum_{i=1}^q A_i \text{vech}(\varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i}) + \sum_{i=1}^p B_i \text{vech}(H_{t-i})$$

¹¹ Esto es demostrado, entre otros textos, en Gouriéroux (1997).

La expresión (8) es denominada representación *vec* del modelo MGARCH,¹² A_i y B_i corresponden a matrices de parámetros de dimensión $N^* \times N^*$ y c es un vector $N^* \times 1$.

Una condición suficiente para la estacionariedad en sentido débil del proceso $\{\varepsilon_t\}$ se tiene si todas las raíces del determinante de la ecuación matricial (9) están por fuera del círculo unitario:

$$(9) \quad \det \left[I - \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (A_i + B_i) z^i \right] = 0$$

$A_{q+1} = \dots = A_p = 0$ si $p > q$, y $B_{p+1} = \dots = B_q = 0$ si $q > p$.

Bajo el supuesto de estacionariedad débil, la matriz de covarianzas no condicionada de ε_t es la siguiente:

$$(10) \quad \text{vech}(H) = \left(I - \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (A_i + B_i) \right)^{-1} c$$

Un problema del modelo MGARCH(p, q) *vec* es su alto número de parámetros, $\frac{1}{4}(p+q)N^2(N+1)^2 + \frac{1}{2}N(N+1)$; por lo cual, se han propuesto varias alternativas; entre los cuales se encuentran modelos diagonales y modelos basados en GARCH univariados.¹³

Bollerslev *et al.* (1988) propusieron los modelos *vec* diagonales, o *dvec*, en los cuales las matrices A_i y B_i son diagonales. Sin embargo, bajo esta representación no se puede garantizar que la matriz de covarianzas H_t sea definida positiva.

Otra manera de formular los modelos MGARCH es a través de modelos GARCH univariados. Uno de estos casos corresponde al modelo de correlación constante, CCC, sugerido por Bollerslev (1990). Este modelo parte del hecho que $H_t = \Delta_t R_t \Delta_t$, donde R_t corresponde a la matriz de correlación condicional y Δ_t es a la matriz diagonal de desviaciones estándar condicionales.

El modelo CCC supone que la matriz de correlaciones condicionales es constante en el tiempo y por lo tanto $H_t = \Delta_t R \Delta_t$. En esta representación Bollerslev supone que las varianzas condicionales son determinadas de acuerdo con modelos GARCH univariados, mientras que las covarianzas condicionales son determinadas por la relación $H_t = \Delta_t R \Delta_t$.

¹² Bollerslev *et al.* (1988).

¹³ Sin embargo, existen otras representaciones de modelos MGARCH. Por ejemplo, generalizaciones de modelos de correlación constante, modelos factoriales, modelos con coeficientes aleatorios, entre otros. Un recuento de este tipo de modelos puede ser consultado en Franses y van Dijk (2000) y Bauwens *et al.* (2003).

Engle y Kroner (1995) plantearon la especificación señalada a continuación:

$$(11) \quad H_t = C_0' C_0 + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q F_{ki}' \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' F_{ki} + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^p G_{ki}' H_{t-i} G_{ki}$$

donde C_0 es una matriz triangular inferior de orden $N \times N$ y, F_{ki} y G_{ki} son matrices $N \times N$ de parámetros.

Este modelo es conocido como representación BEKK(p, q, k). En su forma más sencilla, BEKK(p, q, I), este modelo tiene menos parámetros que los modelos *vec* y presenta dos características positivas. Primero, las matrices H_t son simétricas y definidas positivas si por lo menos alguna de las matrices C_0 o G_{ki} tiene rango completo. Segundo, a diferencia de otros modelos más restrictivos, la representación BEKK permite una mayor dinámica. Por ejemplo, no asume que la matriz de correlaciones condicional sea constante; adicionalmente, este modelo permite una dependencia directa entre la varianza condicional de una variable con respecto a los datos observados de las varianzas condicionales de otras variables del sistema.

El modelo BEKK(p, q, k) puede ser representado en la notación *vec* utilizando las propiedades de los operadores *vech* y *vec*.¹⁴ Para $p = q = k = 1$ este modelo se representa como señalamos a continuación:

$$\begin{aligned} H_t &= C_0' C_0 + F_1' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' F_1 + G_1' H_{t-1} G_1 \\ \text{vech}(H_t) &= \text{vech}(C_0' C_0) + L_N \text{vec}(F_1' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' F_1) + L_N \text{vec}(G_1' H_{t-1} G_1) \\ (12) \quad \text{vech}(H_t) &= \text{vech}(C_0' C_0) + L_N (F_1 \otimes F_1)' D_N \text{vech}(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}') + \\ &\quad + L_N (G_1 \otimes G_1)' D_N \text{vech}(H_{t-1}) \end{aligned}$$

donde D_N representa la matriz de duplicación tal que para una matriz simétrica A de dimensiones $N \times N$, $\text{vec}(A) = D_N \text{vech}(A)$ y L_N es la matriz de eliminación tal que $\text{vech}(A) = L_N \text{vec}(A)$.

3. Función de impulso respuesta en la volatilidad

En los modelos de series de tiempo multivariados la función de impulso respuesta se utiliza para analizar el efecto de un choque a una serie del sistema. Este concepto esta asociado al

¹⁴ El operador *vec* transforma una matriz en un vector posicionando las columnas de la matriz una debajo de otra.

modelamiento del primer momento de las series y puede ser generalizado al segundo momento usando los modelos GARCH multivariados. Es así como Hafner y Herwartz (2001) definen la función de impulso respuesta en la volatilidad, VIRF, para un modelo MGARCH como la diferencia entre el valor esperado condicional de H_t con y sin choque:¹⁵

$$(13) \quad VIRF_t(\delta) = E[\text{vech}(H_t) | \varepsilon_0 = \delta, \Psi_{-1}] - E[\text{vech}(H_t) | \varepsilon_0 = 0, \Psi_{-1}]$$

Por lo tanto, la VIRF indica el efecto que tiene un choque de magnitud δ sobre la varianza condicional, t períodos después de haberse realizado. Para un modelo MGARCH(I, I) en representación *vec* se tiene el siguiente resultado:

$$(14) \quad VIRF_t(\delta) = \begin{cases} A_t \text{vech}(\delta \delta') & \text{para } t=1 \\ (A_t + B_1) VIRF_{t-1}(\delta) & \text{para } t>1 \end{cases}$$

Utilizando la expresión (12), la VIRF para un modelo BEKK(I, I, I) esta dada por:

$$(15) \quad VIRF_t(\delta) = \begin{cases} L_N (F_1 \otimes F_1)' D_N \text{vech}(\delta \delta') & \text{para } t=1 \\ L_N (F_1 \otimes F_1 + G_1 \otimes G_1)' D_N VIRF_{t-1}(\delta) & \text{para } t>1 \end{cases}$$

Hafner y Herwartz proponen dividir cada elemento de la VIRF por las volatilidades condicionales asociadas al período de choque, H_0 . Esto permite interpretar estos resultados como desviaciones porcentuales con respecto a los elementos de H_0 .

Una diferencia importante entre la función de impulso respuesta para un modelo VAR o VARX y la VIRF estandarizada, es que esta última sí depende del período en que se realiza el choque. Esto es debido a que la VIRF estandarizada depende de H_0 .

IV. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

1. Definición de las series

Para analizar la relación existente entre las tasas de intervención y las tasas de corto plazo del mercado colombiano. Se

¹⁵ Hafner y Herwartz (2001) utilizan dos definiciones de VIRF. En este documento se utiliza la definición que los autores denominan como CVP, la cual es la más cercana a la definición de la función de impulso respuesta tradicional.

utilizaron tres series representativas de estos mercados.

Como tasa de intervención del BR se incluyó la tasa de subasta de expansión, con la cual el BR brinda liquidez a la economía a través del mecanismo de subasta, con un monto fijo establecido con anticipación. Tal como lo destacan Huertas *et al.* (2005) ésta resulta un buen indicador de las decisiones de política monetaria, dado el carácter de prestamista neto del BR.

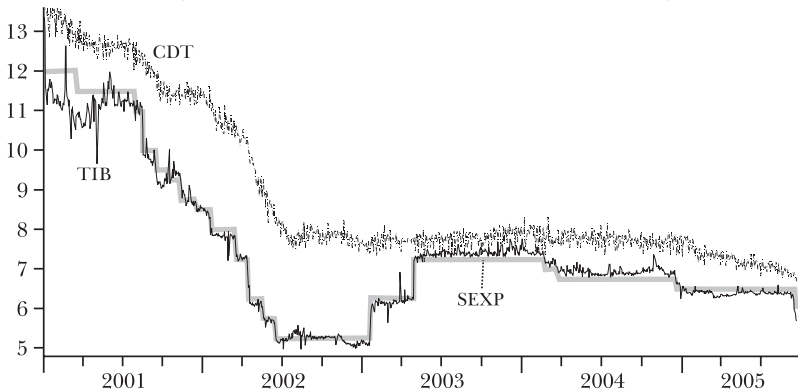
Las tasas de mercado incluidas son dos: la tasa interbancaria (TIB), la cual se calcula como el promedio ponderado por montos de la tasa pasiva de los préstamos interbancarios a un día hábil.

La otra tasa de mercado incluida es el promedio ponderado de la tasa diaria de los certificados de depósito a término fijo a 90 días (CDT) emitidos por los establecimientos bancarios, corporaciones financieras, compañías de financiamiento comercial y corporaciones de ahorro y vivienda. A partir de esta es construida la DTF, la cual sirve como punto de referencia a otras tasas en la economía. Sin embargo, dado el carácter semanal de la DTF, se decidió trabajar con la tasa CDT dada la frecuencia diaria de la base de datos.

2. Descripción de las series

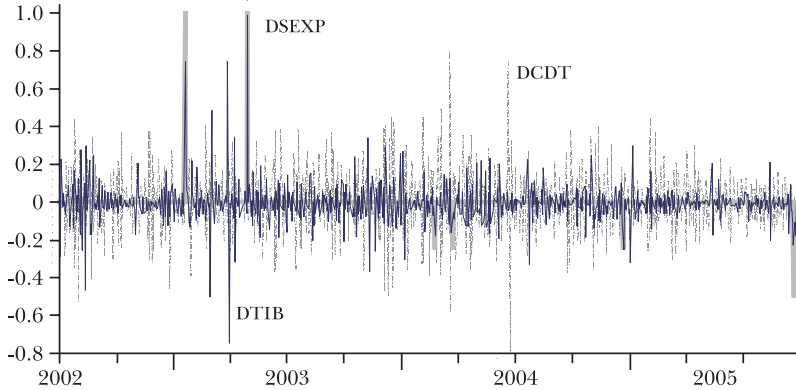
En la gráfica II y la gráfica III se muestran los niveles y las primeras diferencias de la TIB, CDT y SEXP para el período diario comprendido entre enero del 2001 y septiembre del 2005.¹⁶ La primera diferencia de las series TIB y CDT es necesaria debido a la presencia de una raíz unitaria en estas variables, los

GRÁFICA II. TIB, CDT Y LA TASA DE SUBASTA DE EXPANSIÓN, 2001-2005



¹⁶ La fuente de los datos utilizados corresponde al Banco de la República.

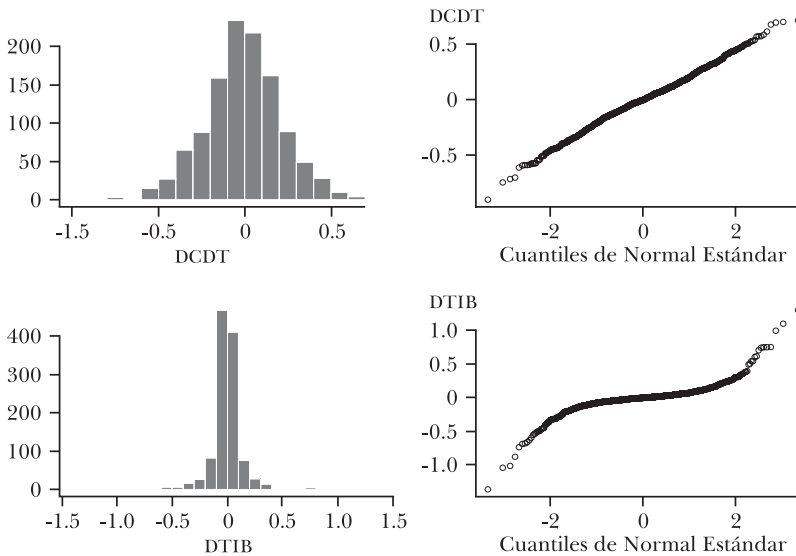
GRÁFICA III. VARIACIONES DIARIAS DE TIB, DE CDT Y DE LA TASA DE SU-
BASTA DE EXPANSIÓN, 2002:3T-2005:4T



resultados de estas pruebas son presentados en el cuadro A.1 del Anexo 2.¹⁷

La serie TIB presenta dos características usuales dentro de las series financieras. Primero, presenta episodios de alta volatilidad seguidos por episodios de calma o baja volatilidad, y segundo, esta serie presenta una gran cantidad de valores *atípicos*. Esta

GRÁFICA IV. HISTOGRAMA Y GRÁFICO Q-Q PARA LAS VARIACIONES DE CDT Y TIB



¹⁷ La presencia de una raíz unitaria en estas series garantiza que si la autoridad monetaria afecta estas tasas, *ceteris paribus*, el efecto sobre los niveles de estas será permanente.

última característica implica distribuciones de colas pesadas, lo que conlleva una curtosis alta.

La característica de colas pesadas es confirmada al analizar el histograma y el gráfico Q-Q de la serie DTIB en la gráfica IV. Sin embargo, no ocurre lo mismo para DCDT. El histograma de DTIB muestra grandes desviaciones con respecto al de una variable aleatoria normal. Adicionalmente, la gráfica Q-Q de esta variable se desvía de una línea recta principalmente en los extremos, esto último también confirma la presencia de colas pesadas en esta serie.¹⁸

3. Estimación del modelo MGARCH

Dadas las características estocásticas de las series CDT y TIB, se identificó y estimó un modelo VARX(10,0) para la primera diferencia de estas dos series en el período diario comprendido entre el 2 de enero del 2001 y el 21 de septiembre del 2005.¹⁹ Como variables exógenas se tomaron la tasa de subasta de expansión y variables *dummy* para cada día de la semana con el objeto de modelar estacionalidad determinística diaria; adicionalmente, se incluyó una variable *dummy* para modelar el efecto de días festivos.

En el cuadro A. 2 y la gráfica A. I del Anexo 3 se presentan las pruebas de especificación sobre los residuos del modelo VARX(10,0). Estas muestran que no existe evidencia de autocorrelación ni de inestabilidad en los parámetros, sin embargo, existe evidencia de efectos ARCH.

Teniendo en cuenta los resultados anteriores, se estimó un modelo VARX(10,0)-MGARCH(1.1) sobre las series DCDT y DTIB, en el cual fueron incluidas las variables exógenas utilizadas en la especificación del modelo VARX(10,0). El modelo MGARCH fue estimado bajo la especificación BEKK.

Los resultados de la estimación del modelo VARX(10,0)-MGARCH(1.1) son presentados en el cuadro A. 3 del Anexo 4. Debido a la no normalidad de los residuos estandarizados, los errores estándar de los parámetros estimados son calculados

¹⁸ En la gráfica Q-Q se presentan los cuantiles de una distribución teórica, en este caso normal, contra los cuantiles de la distribución empírica de la serie, si la serie en análisis sigue la distribución teórica, ésta debería mostrar una línea recta con un ángulo de 45 grados.

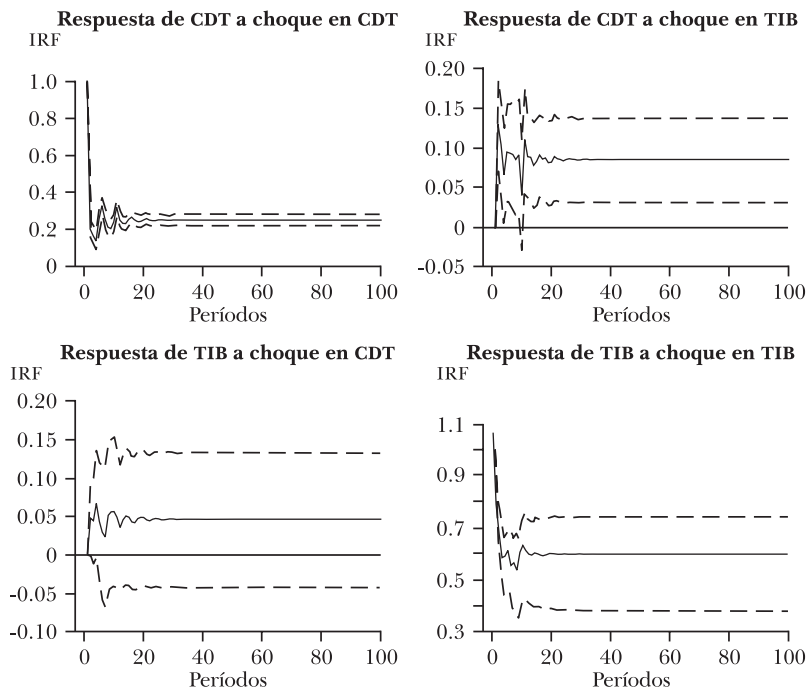
¹⁹ El número de rezagos del modelo se seleccionó como el mínimo para el cual se obtiene errores ruido blanco multivariados. El comportamiento estocástico de largo plazo explicado a través de modelos *vec* no se considero debido al número reducido de años en la muestra analizada.

utilizando pseudo máxima verosimilitud.²⁰ Este método tiene la ventaja de que es robusto a este tipo de desviaciones de los supuestos.

En los cuadros A.4, A.5 y A.6 del Anexo 5 se muestran las pruebas de especificación sobre las estimaciones de este modelo. En adición a la no normalidad de los residuos estandarizados, estas pruebas no muestran ningún indicio de violaciones a los supuestos del modelo.

La función de impulso respuesta y el análisis de multiplicadores se presentan en las gráficas V y VI. Debido a la no normalidad de los residuos estandarizados del modelo, los intervalos de confianza son estimados con técnicas *bootstrap*. En la gráfica V se presentan las respuestas del sistema ante choques en CDT y TIB,²¹ se observa que un choque en CDT no tiene un impacto significativo sobre la tasa TIB. Sin embargo, un choque

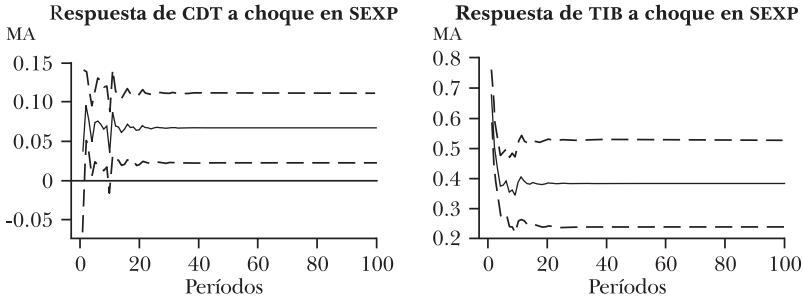
GRÁFICA V. FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA CON INTERVALOS DE CONFIANZA DEL 90%



²⁰ Una explicación de este método puede ser encontrada en Gouriéroux (1997).

²¹ Esta función de impulso respuesta utiliza la descomposición de Cholesky en la cual se asume que de las dos variables endógenas del modelo, la variable TIB es la más exógena contemporáneamente.

GRÁFICA VI. ANÁLISIS DE MULTIPLICADORES CON INTERVALOS DE CONFIANZA DEL 90%



en la TIB si afecta de manera significativa a la CDT, es así como un aumento de 100 puntos básicos (pb) en la TIB incrementa aproximadamente 8.5 pb la tasa CDT. Aunque la respuesta a este choque fluctúa al inicio, se estabiliza alrededor de un mes después.

Por otra parte, la respuesta de la TIB ante un choque en ella misma es más alta que en el caso de la CDT. Mientras que un choque de 100 pb en CDT representa un aumento en esta serie de 25 pb, un choque de magnitud similar en la TIB aumenta esta última en 56 pb.

Los resultados del análisis de multiplicadores son presentados en la gráfica VI. En esta gráfica se muestran las respuestas sobre las dos variables endógenas del sistema a un choque en la tasa de subasta de expansión (SEXP). Un choque en esta variable produce incrementos significativos en CDT y TIB. Específicamente, un incremento de 100 puntos básicos en SEXP produce un incremento de alrededor de 7 pb en CDT; sobre la tasa TIB, se produce inicialmente un incremento de 68 pb que luego decae y se estabiliza en 38 pb después de aproximadamente 10 días. El efecto permanente de un choque en la tasa de subasta de expansión sobre estas dos tasas de interés es consistente con el papel que ha jugado el BR como prestamista neto sobre la liquidez del sistema financiero durante el período de estudio.

Adicionalmente, algunos de los resultados del MA para la parte final de la muestra son diferentes respecto a los obtenidos para la parte inicial de la misma (cuadro 1). Cuando el modelo es estimado para muestras más recientes (cuadro 2), la respuesta de TIB a choques en SEXP es mayor²² indicando una relación

²² Los resultados de la función de impulso respuesta para las variables endógenas y del análisis de multiplicadores para la tasa CDT no cambian significativamente cuando la estimación del modelo se realiza para las muestras consideradas en los cuadros 1 y 2.

más estrecha entre los instrumentos de política y la meta operativa del BR.²³

CUADRO 1. RESPUESTA DE TIB A CHOQUE EN SEXP AL INICIO Y FINAL DE LA MUESTRA, 2001-2005

<i>Muestra</i>	<i>Respuesta contem- poránea</i>	<i>Respuesta en el largo plazo</i>
Muestra completa:		
2 de ene. del 2001-21 de sep. del 2005	68 pb	38 pb
2 de ene. del 2001-31 de mar. del 2003	64 pb	35 pb
1 ^a de abr. del 2003-21 de sep. del 2005	86 pb	58 pb

CUADRO 2. RESPUESTA DE TIB A CHOQUE EN SEXP PARA MUESTRAS MÁS RECIENTES, 2001-2005

<i>Muestra</i>	<i>Respuesta contem- poránea</i>	<i>Respuesta en el largo plazo</i>
Muestra completa:		
2 de ene. del 2001-21 de sep. del 2005	68 pb	38 pb
2 de ene. del 2002-21 de sep. del 2005	73 pb	53 pb
2 de ene. del 2003-21 de sep. del 2005	82 pb	56 pb

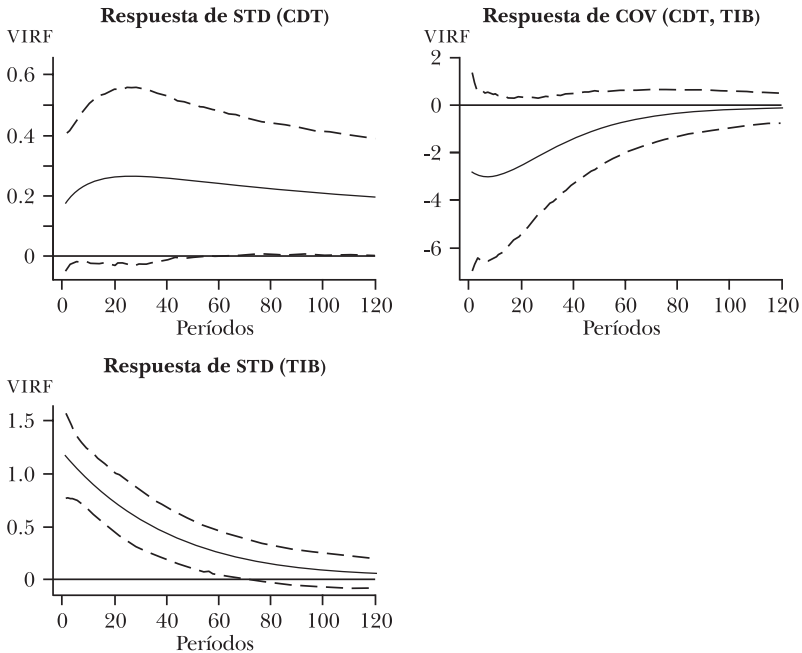
En las gráficas VII, VIII, IX y X se presentan el análisis de impulso respuesta sobre las volatilidades (VIRF). Estas gráficas muestran las respuestas de las volatilidades de las series endógenas del modelo a choques en estas series. En este contexto, las volatilidades se miden como las desviaciones estándar condicionales de las series, dadas por el modelo MGARCH.

Una diferencia importante con respecto al análisis de impulso respuesta tradicional, es que los resultados del análisis VIRF dependen del período en el cual se realiza el choque. Por tal motivo, se escogieron cuatro choques observados, los dos primeros corresponden a fechas en las cuales se realizaron cambios

²³ Los resultados presentados en los cuadros 1 y 2 podrían sugerir que los parámetros estimados en el modelo no son estables en el tiempo. Sin embargo, las pruebas estadísticas presentadas en los Anexos 3 y 5 muestran que la hipótesis de invarianza no se rechaza, lo que indica estabilidad. Esta incongruencia puede ser debida a dos causas; primero, de seis conjuntos de resultados (cuatro IRF y dos MA) sólo uno muestra algunos indicios de inestabilidad en los parámetros (respuesta de TIB a choque en SEXP, cuadros 1 y 2). Segundo, las pruebas de estabilidad son realizadas sobre los parámetros del modelo; sin embargo, los coeficientes del IRF y MA corresponden a funciones no lineales de estos parámetros. Una alternativa que podría ser realizada en trabajos posteriores, es estimar un modelo no lineal en la media, ya que en este tipo de modelos el IRF y el MA pueden variar en el tiempo.

en la tasa de subasta de expansión, el tercer choque se encuentra en agosto del 2002, período en el cual se presentó alta inestabilidad en las tasas de los títulos de tesorería del Gobierno nacional (TES) y el cuarto corresponde a uno de los períodos con mayor volatilidad de CDT con respecto a los dos últimos años de la muestra. Los dos primeros choques se realizaron en los días 29 de abril del 2003 y 19 de septiembre del 2005 donde la tasa de subasta de expansión aumentó 100 pb y disminuyó 50 pb, respectivamente. Los dos choques finales corresponden a los períodos 14 de agosto del 2002 y 2 de marzo del 2004, respectivamente.

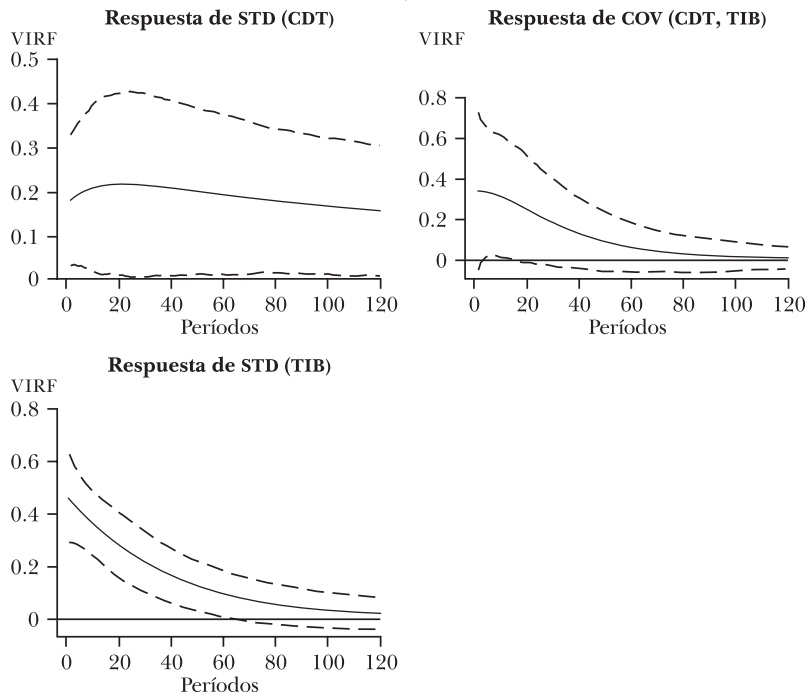
GRÁFICA VII. FUNCIÓN VIRF CON CHOQUE EN 29 DE ABRIL DEL 2003 E INTERVALOS DE CONFIANZA DEL 90%



El análisis de la VIRF se realiza en forma similar al de la IRF. Por ejemplo, en la gráfica VII se observa que aunque el choque ocurrido el 29 de abril del 2003, el cual coincide con el aumento de 100 pb en SEXP, aumenta considerablemente la volatilidad de la TIB, no cambia significativamente la volatilidad en la CDT. Es así como la VIRF muestra que la volatilidad de la TIB se incrementa inicialmente en 117% con respecto a la volatilidad del día del choque y posteriormente decrece lentamente hacia cero, después de 120 días el incremento es del 5.6%.

Los resultados del análisis de la VIRF, los cuales incluyen las gráficas VII, VIII, IX, X y otros ejercicios que no se presentan, muestran que no existen patrones claramente diferenciables para los distintos tipos de choques analizados (cambios en SEXP, crisis TES, etc.). Sin embargo, ante estos choques las respuestas de las volatilidades de la TIB y del CDT son diferentes. En general, la volatilidad de la TIB se incrementa en una mayor magnitud con respecto a la volatilidad de la CDT; aunque ambas respuestas decrecen y eventualmente convergen a cero, la respuesta de la volatilidad de CDT es más persistente y decrece más lentamente comparada con la de la TIB.

GRÁFICA VIII. FUNCIÓN VIRF CON CHOQUE EN 19 DE SEPTIEMBRE DEL 2005 E INTERVALOS DE CONFIANZA DEL 90%

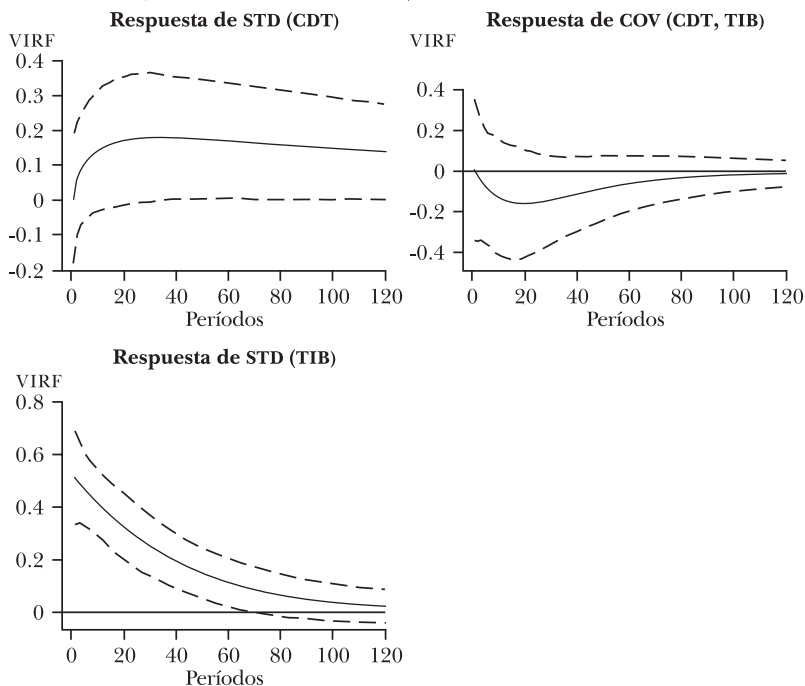


Este último resultado es consistente con los hechos estilizados mencionados anteriormente: la TIB muestra un comportamiento más volátil a lo largo de todo el período de análisis y esto se evidencia en la respuesta de la volatilidad ante los diferentes choques presentados. Los intervalos de confianza de la VIRF indican que un choque en el sistema persiste en la volatilidad de la TIB aproximadamente 60 días (3 meses).

Vale la pena destacar que la respuesta de la covarianza entre

las dos series resulta no significativa para la mayoría de los casos. Excepto para el choque de 2 de marzo del 2004, esto indica que la relación de estas dos variables se mantiene *estable* después de un choque.

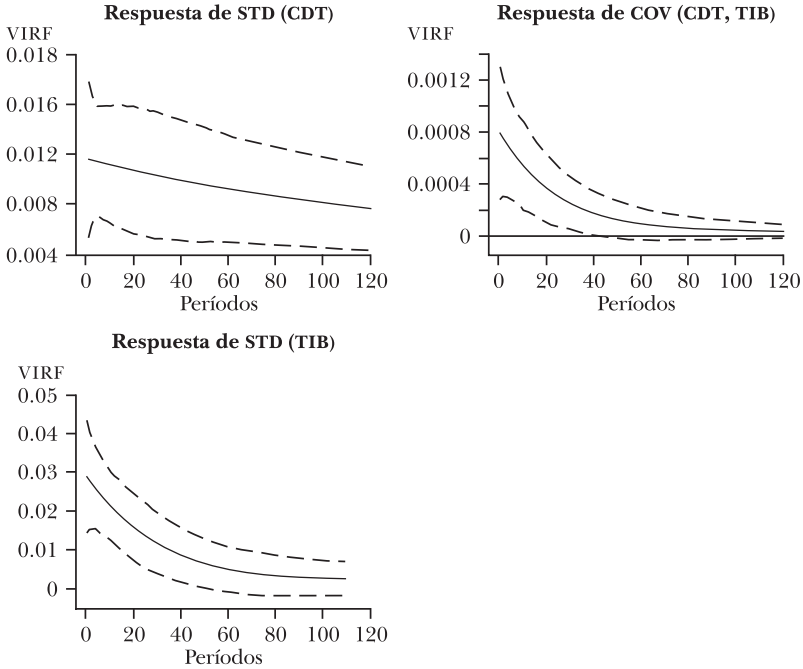
GRÁFICA IX. FUNCIÓN VIRF CON CHOQUE EN 14 DE AGOSTO DEL 2002 E INTERVALOS DE CONFIANZA DEL 90%



V. CONCLUSIONES

En este documento se identificaron algunas de las relaciones existentes entre uno de los instrumentos de política monetaria del BR, la tasa de subasta de expansión, meta operativa del BR, la tasa interbancaria y una tasa de corto plazo, la tasa diaria de depósitos a término fijo (CDT). Teniendo en cuenta la importancia de encontrar las relaciones entre estas series en sus niveles y en sus volatilidades, se utilizó la metodología de modelos VARX-GARCH multivariados. Estos modelos permiten encontrar las respuestas dinámicas de las variables de estudio ante choques en el sistema y ante choques en variables exógenas mediante el análisis de funciones de impulso respuesta (IRF y VIRF) y de análisis de multiplicadores (MA).

GRÁFICA X. FUNCIÓN VIRF CON CHOQUE EN 2 DE MARZO DEL 2004 E INTERVALOS DE CONFIANZA DEL 90%



Según estos modelos y para una muestra de frecuencia diaria entre enero del 2001 y septiembre del 2005, se encontró que la variable que más responde a choques exógenos en el sistema y ante choques en sí misma, es la tasa interbancaria TIB, lo cual resalta la importancia de tener en cuenta la estructura de plazos de las tasas de interés en las decisiones de política monetaria. Movimientos en las tasas de interés de intervención del BR afectan en mayor magnitud la tasa de más corto plazo (TIB), mientras que el impacto de la tasa de subasta de expansión sobre la tasa CDT es mucho más bajo.

La respuesta de la TIB ante un choque de 100 puntos básicos en la tasa de subasta de expansión es inicialmente de 68 pb y finalmente se estabiliza en 38 pb, mientras que la respuesta de la tasa CDT ante ese mismo choque oscila alrededor de 7 pb. Además, la respuesta de la TIB ante choques en sí misma oscila alrededor de 56 pb; para la CDT, su respuesta a choques en ella misma se encuentra alrededor de los 25 pb. En todos los casos anteriores, el efecto del choque es permanente. Analizando los efectos cruzados, se observa que la respuesta de la TIB ante choques en la CDT es casi nula, mientras la CDT responde de manera

significativa a choques en la TIB. Es así, como un aumento de 100 pb en la TIB incrementa aproximadamente 8.5 pb la tasa CDT. Aunque la respuesta a este choque fluctúa al inicio, se estabiliza alrededor de un mes después.

La respuesta de la TIB a choques en SEXP aumenta cuando se consideran muestras más recientes. Para la muestra 2003-2005 esta respuesta es inicialmente de 82 pb y converge a 56 pb, lo cual indica una relación más estrecha entre los instrumentos de política y la meta operativa del BR. Los resultados de la función de impulso respuesta para las variables endógenas del modelo y los resultados del análisis de multiplicadores para CDT no cambian significativamente bajo estos escenarios alternos.

Una ventaja adicional de la metodología propuesta, es la posibilidad de analizar no solo la respuesta de los niveles de las series, sino también las respuestas de sus volatilidades ante choques en las series endógenas del modelo. Una diferencia importante con respecto al análisis de impulso respuesta tradicional, es que los resultados del análisis del impulso respuesta sobre volatilidades dependen del período en el cual se realiza el choque. Por tal motivo, se seleccionaron diversos choques observados, entre otros se consideraron fechas en las cuales se realizaron cambios significativos en la tasa de subasta de expansión. A este respecto los resultados muestran que no existen patrones claramente diferenciables para los distintos tipos de choques analizados. Lo anterior indica que con respecto a otros tipos de choques, los que realiza el Banco Central a través cambios en la tasa de subasta de expansión no afectan de manera diferente las volatilidades de las series.

De la misma forma que al analizar los niveles, en términos de volatilidad la variable que presentó una mayor respuesta ante diferentes choques, fue la TIB. En todos los casos analizados, los efectos de un choque sobre la volatilidad de la TIB son significativos los tres primeros meses. Adicionalmente, al comparar los efectos sobre la volatilidad de la TIB con los de la CDT, se observa que aunque la magnitud de respuesta de la volatilidad de la tasa CDT es menor, su persistencia es más alta.

Anexo I

Funciones de impulso respuesta y multiplicadores dinámicos para un modelo VARX

La función de impulso respuesta, IRF, y los multiplicadores dinámicos, permiten calcular las respuestas dinámicas de las variables endógenas de un modelo, con respecto a un choque en el sistema. En el análisis de la IRF los choques se efectúan sobre las variables endógenas mientras que en los multiplicadores dinámicos los choques son aplicados a las variables exógenas. Los resultados presentados en esta sección están basados en Lütkepohl (1993).

1. Función de Impulso – Respuesta de un modelo VARX

La Función de Impulso – Respuesta, IRF, describe el efecto en el tiempo de un choque sobre las series del sistema, X_t . Por lo tanto, esta puede ser calculada como la diferencia entre el valor esperado condicional de las series con y sin choque:

$$(A.1) \quad IRF_h(\delta) = E(X_{T^*+h} | \varepsilon_{T^*} = \delta, \Psi_{T^*}) - E(X_{T^*+h} | \varepsilon_{T^*} = 0, \Psi_{T^*}),$$

para $h=1,2,\dots$. Donde Ψ_t denota el conjunto de información disponible hasta el período t .

En la ecuación (A.1) la función de impulso-respuesta indica el efecto que tiene un choque de magnitud δ sobre el vector de series X_t en $t=T^*$, h períodos después de haberse realizado.

Dado el siguiente modelo (VARX(\tilde{p}, \tilde{q})):

$$(A.2) \quad \Gamma_{\tilde{p}}(L)X_t = \Phi_{\tilde{q}}(L)Z_t + \varepsilon_t; \quad t=1,2,\dots,T$$

donde X_t es un vector de series de tiempo estacionarias de dimensión N , Z_t es un vector de variables exógenas estacionarias de dimensión M , L es el operador de rezago, $\Gamma_{\tilde{p}}(L) = I - \Gamma_1 L - \dots - \Gamma_{\tilde{p}} L^{\tilde{p}}$, $\Phi_{\tilde{q}}(L) = \Phi_0 + \Phi_1 L + \dots + \Phi_{\tilde{q}} L^{\tilde{q}}$ y $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} (0, \Sigma_\varepsilon)$.

El modelo (A.2) se puede representar de la siguiente forma:

$$(A.3) \quad X_t = \Upsilon(L)Z_t + \Gamma_{\tilde{p}}(L)^{-1} \varepsilon_t,$$

donde $\Upsilon(L) = \Gamma_{\tilde{p}}(L)^{-1} \Phi_{\tilde{q}}(L) = \nu_0 + \nu_1 L + \nu_2 L^2 + \dots$

Usualmente se supone que el choque δ es dado sobre una sola variable, es decir $\delta = \kappa(0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)'$ donde κ es un escalar. Este supuesto puede ser razonable si los choques asociados a las

diferentes variables no están correlacionados; sin embargo, esto no sucede en la mayoría de casos en la práctica. Para evitar este problema el modelo (A.2), y en consecuencia el (A.3), se expresan en términos de errores ortogonalizados, u_t , de la siguiente forma:²⁴

$$(A.4) \quad X_t = \Upsilon(L)Z_t + \Theta(L)u_t$$

donde, $u_t = P^{-1}\varepsilon_t$, $\Theta(L) = [\Gamma_{\tilde{p}}(L)^{-1}]P = \theta_0 + \theta_1L + \theta_2L^2 + \dots$ y P corresponde a una matriz triangular tal que $\Sigma_{\varepsilon} = PP'$.

Utilizando la definición (A.1) para el modelo (A.4) se tiene que:

$$(A.5) \quad IRF_h(\delta) = \theta_h \delta,$$

por lo tanto el análisis de impulso - respuesta depende de los parámetros θ_i del modelo (A.4).

2. Multiplicadores dinámicos de un modelo VARX

El análisis de multiplicadores o multiplicadores dinámicos, MA, también describe el efecto en el tiempo de un choque sobre las series del sistema, X_t . Pero en este caso el choque es realizado sobre las variables exógenas del modelo. Los multiplicadores dinámicos pueden ser calculados como la diferencia entre el valor esperado condicional de las series con y sin este tipo de choque:

$$(A.6) \quad MA_h(\tilde{\delta}) = E(X_{T+h} | Z_{T^*} = \tilde{Z}_{T^*} + \tilde{\delta}, \varepsilon_{T^*} = 0, \Psi_{T^*}) - E(X_{T+h} | Z_{T^*} = \tilde{Z}_{T^*}, \varepsilon_{T^*} = 0, \Psi_{T^*})$$

Utilizando la definición (A.6) para el modelo VARX especificado en (A.2) y (A.3) se tiene que:

$$(A.7) \quad MA_h(\tilde{\delta}) = v_h \tilde{\delta}$$

Es importante anotar que los multiplicadores dinámicos dependen de los parámetros v_i especificados en (A.3) y no dependen de la matriz P asociada a los errores ortogonalizados u_t . Por consiguiente, en este caso no hay necesidad de realizar ningún tipo de transformaciones sobre los errores del modelo.

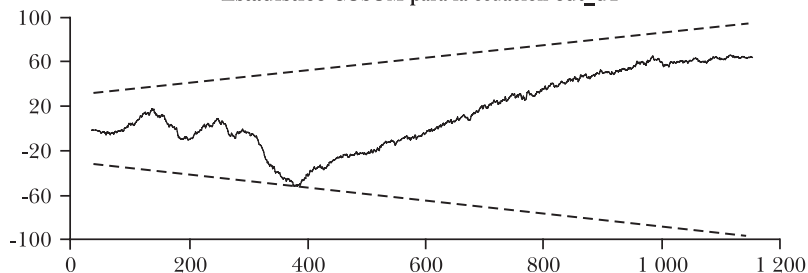
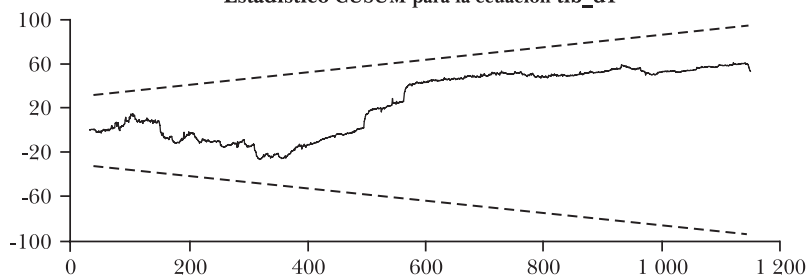
²⁴ En general, este problema puede ser solucionado utilizando modelos VAR estructurales, SVAR. Una descripción de estos modelos puede ser encontrada en Amisano y Giannini (1997).

*Anexo 2***Pruebas de raíz unitaria****CUADRO A.1.** PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

<i>Serie</i>	<i>Prueba</i>	<i>Hipótesis Nula</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Valor crítico al 5%</i>
CDT	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante	No estacionariedad	2.082	-1.941
CDT	KPSS con constante	Estacionariedad	5.841	0.463
TIB	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante	No estacionariedad	0.972	-1.941
TIB	KPSS con constante	Estacionariedad	3.246	0.463

*Anexo 3***Pruebas de especificación para el modelo VARX(10,0)****CUADRO A. 2.** PRUEBAS DE ESPECIFICACIÓN SOBRE LOS RESIDUOS DEL MODELO VARX(10,0)

<i>Prueba</i>	<i>Hipótesis Nula</i>	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Valor p</i>
Pruebas Univariadas				
Prueba de Engle sobre DCDT	No hay efecto GARCH	12	50.78	<0.001
Prueba de Engle sobre DTIB	No hay efecto GARCH	12	190.52	<0.001
Pruebas Multivariadas				
Portmanteau tipo Ljung-Box sobre los residuos	No existe autocorrelación	250	1,022.11	0.307
Portmanteau tipo Ljung-Box sobre el cuadrado de los residuos	No hay efecto MGARCH	12	445.29	<0.001

GRÁFICA A. I. PRUEBAS DE ESTABILIDAD PARA EL MODELO VARX (10,0)**Estadístico CUSUM para la ecuación cdt_d1****Estadístico CUSUM para la ecuación tib_d1***Anexo 4***Resultados de la estimación del modelo VARX(10,0)-MGARCH(1.1)****CUADRO A. 3. ECUACIÓN MGARCH DEL MODELO VARX(10,0)-MGARCH(1.1)**

<i>Parámetro</i>	<i>Valor</i>	<i>STD</i>	<i>Z</i>	<i>Valor p</i>
$C_{0,11}$	0.007	0.005	1.45	0.146
$C_{0,21}$	-0.037	0.012	-3.15	0.002
$C_{0,22}$	0.008	0.003	3.05	0.002
$F_{1,11}$ ($ARCH_{1,11}$)	0.164	0.025	6.56	<0.001
$F_{1,21}$ ($ARCH_{1,21}$)	-0.078	0.022	-3.58	<0.001
$F_{1,12}$ ($ARCH_{1,12}$)	0.052	0.027	1.97	0.049
$F_{1,22}$ ($ARCH_{1,22}$)	0.405	0.094	4.29	<0.001
$G_{1,11}$ ($GARCH_{1,11}$)	0.984	0.004	232.51	<0.001
$G_{1,21}$ ($GARCH_{1,21}$)	0.019	0.009	2.03	0.042
$G_{1,12}$ ($GARCH_{1,12}$)	-0.017	0.019	-0.88	0.379
$G_{1,22}$ ($GARCH_{1,22}$)	0.889	0.036	24.38	<0.001

Anexo 5

Pruebas de especificación del modelo VARX(10,0)-MGARCH(1.1)**CUADRO A. 4.** PRUEBAS DE ESPECIFICACIÓN MULTIVARIADAS SOBRE LOS RESIDUOS DEL MODELO VARX(10,0)-MGARCH(1.1)

<i>Prueba</i>	<i>Hipótesis Nula</i>	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Valor p</i>
Portmanteau tipo Ljung-Box sobre los residuos	No existe auto-correlación	250	975.54	0.704
Portmanteau tipo Ljung-Box sobre el cuadrado de los residuos	No hay efecto MGARCH	12	53.85	0.261
Doornik-Hansen	Normalidad	-	1,770.99	<0.001

CUADRO A. 5. MÓDULOS DE LAS RAÍCES DE LOS POLINOMIOS ASOCIADOS AL MODELO VARX(10,0)-MGARCH(1.1)^a

Máximos módulos de las raíces del polinomio VAR	0.8305, 0.8305, 0.7705, 0.7705
Máximos módulos de las raíces del polinomio MGARCH	0.9941, 0.9467, 0.9467, 0.9461

^a Módulos mayores que la unidad denotan no estacionariedad.

CUADRO A. 6. OTRAS PRUEBAS DE ESPECIFICACIÓN SOBRE LOS RESIDUOS DEL MODELO VARX(10,0)-MGARCH(1.1)

<i>Prueba</i>	<i>Hipótesis Nula</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Valor p</i>
Engle –Ng sobre DCDT	No existen asimetrías	0.516	0.672
Engle –Ng sobre DTIB	No existen asimetrías	3.607	0.013
Lundbergh – Teräsvirta sobre DCDT	Parámetros invariantes	0.025	0.995
Lundbergh – Teräsvirta sobre DTIB	Parámetros invariantes	0.298	0.827

REFERENCIAS

- Amisano, G., y C. Giannini (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics*, segunda edición, Springer.
- Banco de la República (2000), *Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República*, marzo.
- Bauwens, L., S. Laurent y J. V. K. Rombouts (2003), *Multivariate GARCH Models: A Survey*, CORE (Discussion Paper, nº 2003/31).

- Bollerslev, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, vol. 31, pp. 307-327.
- Bollerslev, T. (1990), "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 72, pp. 498-505.
- Bollerslev, T., R. F. Engle y D. B. Nelson (1994), "ARCH models", en R. F. Engle y D. L. McFadden (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 4, Elsevier, North Holland, pp. 2961-84.
- Bollerslev, T., R. F. Engle y J. M. Wooldridge (1988), "A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances", *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 1, pp. 116-31.
- Cardozo, P., y C. Hernández (2005), *Documentos técnicos de la Subgerencia Monetaria*, Banco de la República.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, vol. 50, pp. 987-1007.
- Engle, R. F., y K. F. Kroner (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, vol. 11, n° 2, junio, pp. 122-50.
- Franses, P., y D. van Dijk (2000), *Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge.
- Gómez, J., José D. Uribe y H. Vargas (2002), *The Implementation of Inflation Targeting in Colombia*, Banco de la República (Borradores de Economía, n° 202).
- Gouriéroux, C. (1997), *ARCH Models and Financial Applications*, Springer.
- Hafner, C. M., y H. Herwartz (2001), *Volatility Impulse Response Functions for Multivariate GARCH Models*, CORE (Discussion Paper, n° 2001/3).
- Huertas, C., M. Jalil, S. Olarte y J. Romero (2005), *Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en Colombia*, Banco de la República, septiembre (Borradores de Economía, n° 351).
- Lütkepohl, H. (1993), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, segunda edición, Springer-Verlag.
- Mishkin, F. (1996), *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*, NBER, febrero (Working Paper Series, n° 5464).
- Mishkin, F. (2001), *The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy*, NBER, diciembre (Working Paper Series, n 8617).
- Villalobos, L., C. Torres y J. Madrigal (1999), *Mecanismo de*

transmisión de la política monetaria: marco conceptual, Banco Central de Costa Rica, abril.

Walsh, C. (2003), *Monetary Theory and Policy*, segunda edición, The MIT Press.

Fernando N. de Oliveira

Canal de crédito bancario en Brasil: evidencia de la oferta de crédito bancario y de la composición del financiamiento externo de las empresas

I. INTRODUCCIÓN

Mishkin (1996) asegura que los mecanismos de transmisión de la política monetaria tradicionales no son completamente capaces de explicar la manera en que los agentes económicos responden a la política monetaria. Se requieren otros canales para complementar las explicaciones otorgadas por los canales más tradicionales. Uno de esos otros mecanismos es el canal de crédito bancario. Esta teoría se enfoca en fricciones en el mercado de crédito, causadas por problemas de información asimétrica relacionada con el comportamiento de las instituciones financieras y las empresas que tiene un impacto directo sobre la transmisión de la política monetaria.

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo original Bank Lending Channel in Brazil: Evidence from the Supply of Banks Loans and from the Composition of External Finance of Corporations, escrito por F. N. de Oliveira, del Departamento de Investigación del Banco Central de Brasil, en Río de Janeiro. El documento fue presentado en la XII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, auspiciada por el Banco de España y el CEMLA, celebrada en Madrid, del 5 al 7 de noviembre de 2007. Las ideas expresadas en este trabajo de ninguna manera reflejan las opiniones oficiales del Banco Central de Brasil en estos temas.

Brasil se conoce por sus imperfecciones relevantes en el mercado de crédito. Algunas de estas imperfecciones están relacionadas con un alto costo de capital y un mercado de capital subdesarrollado. Por lo tanto, parece razonable creer que problemas de selección adversa y riesgo moral entre las instituciones financieras y las empresas podría ser importante para entender la manera en que funciona el mecanismo de transmisión monetaria en Brasil.

El objetivo de este documento es evaluar la existencia y relevancia del canal de crédito bancario en Brasil. Con este objetivo, observamos la reacción tanto de los bancos como de las empresas ante contracciones monetarias. Tenemos particular interés en comparar las reacciones de bancos pequeños con las de grandes bancos, así como en comparar las reacciones de empresas pequeñas con las de empresas grandes. Para clasificar los bancos en pequeños o grandes usamos información de su balance general mensual y para clasificar las empresas en pequeñas o grandes, utilizamos información de su balance general trimestral. Nuestro período de muestra va de julio de 1994 a diciembre de 2006.¹ Para identificar las contracciones monetarias utilizamos dos instrumentos: la primera diferencia en la tasa de interés SELIC y la lectura de minutas del COPOM.²

Los resultados del documento indican que los bancos pequeños y las empresas pequeñas reaccionan con base en la teoría del crédito bancario. Los bancos pequeños responden a una contracción monetaria disminuyendo su oferta de préstamos y las empresas pequeñas también reaccionan reduciendo su financiamiento a través de créditos bancarios. Encontramos que después de una contracción monetaria el financiamiento por medio de créditos bancarios cambia de pequeñas a empresas grandes.

Sin embargo, nuestra evidencia empírica indica que en el agregado, el mecanismo de crédito bancario de política monetaria no es efectivo. Los grandes bancos no experimentan una disminución en su oferta de préstamos y las decisiones de financiamiento de empresas grandes tampoco se ven afectadas. Considerando que los grandes bancos en Brasil tienen una participación de más del 85% de los activos del sistema financiero y

¹ La diferencia en la frecuencia de la información se debe a su disponibilidad en lo que se refiere a empresas y bancos.

² SELIC es la tasa de interés básica en Brasil. Es la tasa de interés de las operaciones de mercado abierto. COPOM es acrónimo de *Comitê de Política Monetária* (comité de política monetaria). Es la entidad del Banco Central de Brasil que decide el valor de la tasa SELIC hasta la siguiente reunión.

que las empresas grandes tienen hasta el 70% del total de los activos de las empresas, estos resultados plantean una duda respecto a la relevancia en general de la teoría del crédito bancario para explicar la manera en que los choques monetarios afectan al sector real de la economía.

La teoría del crédito bancario es parte de una teoría mucho más extensa conocida como la teoría del canal de crédito. Esta teoría señala otras formas de mecanismos de transmisión que refuerzan a los más tradicionales. Asegura entonces que la visión keynesiana tradicional no explica por completo el mecanismo de transmisión de la política monetaria. La teoría convencional no explica de manera satisfactoria la temporalidad y magnitud de los efectos de la política monetaria. El otro componente del canal de crédito es la teoría del balance general.

El canal de la hoja de balance enfatiza el impacto de los choques en la política monetaria en el balance general de las empresas. Esta visión afirma que las imperfecciones en el mercado de crédito, como la información asimétrica y problemas de riesgo moral, pueden deteriorar el balance general de las empresas, reduciendo su capacidad de obtener financiamiento externo. La reducción en el crédito para las empresas disminuye su nivel de inversión y, en consecuencia, su producción que puede llevar a una reducción en la demanda total.

El canal de crédito bancario sugiere la existencia de un mecanismo de transmisión de la política monetaria por medio del cual, los movimientos en la oferta de préstamos bancarios tienen un impacto sobre la economía real. Por este canal, los choques monetarios de contracción pueden reducir los depósitos a la vista de los bancos haciendo que disminuya su oferta de préstamos para el sector privado. La reducción de los créditos bancarios limita la inversión de las empresas que principalmente son dependientes de esta forma de financiamiento.

Para prevalecer en una economía, el canal del crédito bancario debe satisfacer tres condiciones necesarias: que no haya sustitutos perfectos para depósitos a la vista, que los bancos disminuyan su oferta de préstamos bancarios después de una contracción monetaria y finalmente, que las empresas observen una disminución en su volumen de créditos que afecte su inversión privada y por lo tanto, la inversión agregada de la economía.

Mostramos en este documento que estas condiciones resultan satisfechas para bancos y empresas pequeños pero no sucede igual para bancos y empresas grandes. Una posible explicación para el caso de grandes bancos es que el nivel de concentración del sector bancario facilita que encuentren buenos sustitutos

para la pérdida de depósitos a la vista. En el caso de grandes empresas, una posible explicación es que tienen más acceso al mercado de crédito externo y también un mayor acceso tanto a financiamiento de corto y largo plazo por parte del *Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social* (Banco Nacional de Desarrollo Económico y Social, BNDES), un banco de desarrollo oficial.

La estructura del resto de este documento es como sigue: en la sección II se revisa la literatura. En la sección III describimos la información que utilizamos en nuestro análisis empírico, tanto de bancos como de empresas. En la sección IV realizamos el análisis empírico relacionado con la reacción de los bancos ante las contracciones monetarias. En la sección V presentamos el análisis empírico relacionado con la reacción de las empresas ante las contracciones monetarias. En la sección VI presentamos las conclusiones principales.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria tuvo un gran desarrollo en los últimos años. Durante más de cincuenta años se creyó que la política monetaria se transmitía a través de la tasa de interés real a largo plazo. Ese mecanismo de transmisión monetaria conocido como el canal de la tasa de interés se basa en Keynes y puede representarse por medio del modelo de libro de texto *IS-LM*.

Por medio del canal de la tasa de interés, un aumento en la tasa de interés nominal a corto plazo implica, debido a la rigidez de precios y las expectativas de los agentes, un aumento en la tasa de interés real a largo plazo. Esto causa un aumento en el costo de capital y la consiguiente reducción en los niveles de consumo e inversión de la economía.

Recientemente, Taylor (1995) identificó un canal que reafirma la importancia del mecanismo de la tasa de interés, conocido como el canal del tipo de cambio. Este canal asegura que la tasa de interés afecta la economía real no sólo por medio del costo de capital sino también a través de variaciones en el tipo de cambio. Esto sucede porque un aumento en la tasa de interés real atrae inversiones extranjeras, lo que aprecia la moneda doméstica. Esta apreciación del tipo de cambio causa presiones negativas en la balanza comercial reduciendo la tasa de crecimiento de la economía.

Mishkin (1996) identifica otro enfoque respecto al mecanismo

monetario de transmisión: el monetarista. Los monetaristas argumentan que, en lugar de sólo analizar la tasa de interés, los precios de otros activos de la economía también deben tomarse en cuenta. De este modo, los monetaristas sugieren un mecanismo de transmisión por medio del cual los precios relativos de otros activos y la riqueza real de los individuos transmiten efectos monetarios hacia la economía real. Subrayamos dos canales de transmisión de política monetaria identificados por los monetaristas: la Teoría q de la Inversión de Tobin y los efectos de la riqueza sobre el consumo.

La predominancia del canal de la tasa de interés durante tantos años se debió en parte al Teorema Modigliani-Miller (1958). Modigliani y Miller demostraron que las decisiones de inversión de las empresas no dependen de su estructura de capital. Como consecuencia, los estudios sobre la función del crédito en la economía se desincentivaron. De ese modo, por muchos años, los bancos se consideraban importantes en la transmisión de la política monetaria por su capacidad de crear dinero fiduciario.

En la década de los años setenta por ejemplo, los economistas de la información subrayaron la importancia de las fricciones en el mercado de crédito. Por esos autores los problemas de la información asimétrica y los costos de transacciones generaron problemas de agencia en los mercados financieros. Como consecuencia, la validez del Teorema Modigliani-Miller (1958) se puso en tela de juicio y se aceptó el rol especial de los créditos bancarios como forma de financiamiento. En ese contexto, la teoría del canal de crédito surgió como un medio alternativo para entender la transmisión monetaria.

La teoría del canal de crédito, tal y como fue definida por Bernanke y Gertler (1995) prevé la existencia de canales de transmisión de la política monetaria que amplifica y distribuye los efectos de la tasa de interés en la economía. En contraste con dicha teoría, el canal de crédito establece que la tasa de interés real no explica completamente la transmisión de dicha política. La teoría tradicional no explica de manera satisfactoria factores como la temporalidad y magnitud de los efectos de la política monetaria.

La visión de crédito establece que las fricciones del mercado crean problemas de agencia en los mercados financieros. Como consecuencia, existe una diferencia entre el costo de los fondos obtenidos externamente (a través de la emisión de acciones y créditos bancarios) y el costo de oportunidad de los fondos generados internamente (retención de ganancias). Esta diferencia se conoce como una prima financiera externa y muestra la

manera en que las imperfecciones del mercado de crédito crean una discrepancia entre el rendimiento esperado de los acreedores y los costos en los que incurren los deudores (Bernanke y Gertler, 1995).

Según la teoría del canal de crédito, un choque monetario al modificar la tasa de interés afecta la prima financiera externa, amplificando los efectos de los choques monetarios. Este movimiento complementario de la prima de financiamiento externa ayuda a explicar la magnitud y la temporalidad de los efectos de la política monetaria además de la variación de la tasa de interés real. El canal de crédito se puede subdividir en dos teorías distintas: la del canal de la hoja de balance y la del crédito bancario.

1. El canal de la hoja de balance

El canal de la hoja de balance se basa en la hipótesis de que la prima de financiamiento externo de una empresa depende de su posición financiera. De este modo, ya que la posición financiera afecta sus términos crediticios, una disminución en la calidad de su balance general tiene un impacto en sus decisiones de inversión como se muestra en Oliner y Rudenbusch (1996).

Si el canal de la hoja de balance está activo, los choques en la política monetaria no sólo afectan la tasa de interés del mercado sino también la posición financiera de las empresas. Tal y como Bernanke y Gertler (1995) explican, una contracción monetaria ($M \downarrow$) deteriora el balance general de las empresas al menos de dos maneras. En primer lugar, un aumento en la tasa de interés ($i \uparrow$) incrementa los gastos de las empresas con interés crediticio, reduciendo su flujo de efectivo y debilitando su posición financiera. Esto reduce la capacidad de financiamiento interno de la empresa. Además, los aumentos en la tasa de interés tienden a disminuir el valor de mercado de los activos de la empresa, que reduce su garantía.

El balance general deteriorado de la firma reduce sus condiciones de ofrecer garantías a acreedores potenciales, aumentando el problema de selección adversa. También una posición de menor capital deriva en problemas de riesgo moral, ya que los gerentes de las empresas tienen incentivos para comprometerse en proyectos de mayor riesgo. La amplificación de los problemas de selección adversa y de riesgo moral deteriora el balance general de la empresa, causando un aumento en los costos de financiamiento externos en los que incurre ($EFP \uparrow$). En conclusión, la firma necesita atraer financiamiento externo

cuando es más caro o cuando se eleva su prima de financiamiento externo. Esto reduce el nivel de inversión de la economía ($I \downarrow$) y en consecuencia, su producto ($Y \downarrow$). Este efecto es responsable de amplificar y diseminar los efectos de un aumento en la tasa de interés y se ilustra como sigue:

$$\begin{aligned} M \downarrow \Rightarrow i \uparrow \Rightarrow \text{flujos de efectivo} \downarrow \text{ y garantías} \downarrow \Rightarrow \\ \Rightarrow \text{selección adversa} \uparrow \text{ y riesgo moral} \uparrow \Rightarrow EFP \uparrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow \end{aligned}$$

Es importante resaltar que el canal de la hoja de balance puede o no existir para algunos agentes en la economía. Esto sucede porque la prima de financiamiento externo depende de la posición financiera de cada empresa de manera individual. Las empresas con menor acceso a formas de financiamiento alternativo, como el mercado de capital, deben verse más afectadas por choques en la política monetaria (Hubbard, 1995).

2. El canal del crédito bancario

El canal de crédito bancario constata la existencia de un mecanismo de transmisión de política monetaria por medio del cual los cambios en el nivel de crédito bancario afectan la economía. Varios autores cuestionan el tratamiento asimétrico dado por la visión tradicional de la transmisión monetaria a la moneda y al crédito.³ Mientras que la moneda recibe un estatus especial, los créditos bancarios, bonos y otras formas de financiamiento se concentran en un *mercado de bonos* que se regula solamente por medio de la tasa de interés (Bernanke y Blinder, 1988).

En la actualidad, la literatura respecto a la transmisión de la política monetaria ha enfatizado la importancia de los intermediarios financieros en el suministro de crédito. Esta visión confirma que los bancos y otras instituciones de crédito tienen un rol especial en la economía. Esto sucede debido a que estas instituciones se especializan en recopilar información y dar seguimiento al desempeño de los deudores. Además, tienen la capacidad de establecer una relación a largo plazo con sus clientes. Estas características garantizan ventajas comparativas a los bancos cuando trabajan con problemas de información asimétrica. En consecuencia, la capacidad del banco de financiar actividades que no recibirían financiamiento en el mercado de capital da al crédito bancario un estatus especial en el mercado de

³ Haga referencia el lector a Alfaro *et al.* (2004), Bernanke y Blinder (1988), Bernanke y Gertler (1995), Kashyap y Stein (1994, 1995).

crédito (Kashyap y Stein, 1994). En este contexto, el canal de crédito bancario surge como un nuevo canal de la transmisión de la política monetaria.

Por medio del canal de crédito bancario es posible modelar la economía de modo que aparezca sustentada por tres activos: moneda, bonos y préstamos bancarios, que difieren considerablemente entre ellos y deben analizarse individualmente al observar el impacto de los choques en la política monetaria. En este contexto, los bancos pueden resultar especiales para la transmisión monetaria de dos maneras: además de la creación de dinero fiduciario como indica la perspectiva tradicional, los bancos dan crédito. Entonces, en contraste con el canal de la tasa de interés, la política monetaria no puede transmitirse por el impacto en la tasa real de interés, sino también por medio de un impacto independiente a nivel de crédito bancario. Por ejemplo, aún si una contracción monetaria tiene efecto reducido sobre la tasa de interés real, puede afectar el margen entre créditos y bonos de manera significativa. Esto afecta las decisiones de inversión de las empresas que dependen de los préstamos bancarios, teniendo entonces un impacto en el producto de la economía (Kashyap y Stein, 1995).

El canal de crédito bancario indica que la transmisión de política monetaria funciona a través del siguiente mecanismo. En lo que se refiere al choque monetario contractivo ($M \downarrow$), la reducción del nivel de las reservas de la economía disminuye la oferta de depósitos (forma de financiamiento asegurada) hacia los bancos. Estos sufren una interrupción de sus fuentes de financiamiento y tienen que reducir la oferta de préstamos. La reducción de la oferta de préstamos bancario aumenta la prima de financiamiento externo de las empresas que dependen de dicha forma de financiamiento. En consecuencia, el nivel de inversión de esas compañías se reduce ($I \downarrow$) afectando negativamente el crecimiento de la economía ($Y \downarrow$) (Kashyap y Stein, 1994).

$$M \downarrow \Rightarrow \text{depósitos} \downarrow \Rightarrow \text{crédito bancario} \downarrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

Bernanke y Blinder (1988) identifican dos condiciones necesarias para la existencia del canal de crédito bancario.⁴ En primer lugar, debe haber empresas dependientes de los préstamos bancarios que sean incapaces de sustituirlos por otros medios

⁴ Una tercera condición es, tal y como sucede en todo modelo monetario no neutral, que debe haber algún tipo de rigidez de precios (Kashyap y Stein, 1994).

de financiamiento sin costo. Además, el banco central debe ser capaz de modificar la oferta de préstamos bancario por medio de la política monetaria.

De acuerdo con Kashyap y Stein (1994), la validez de la primera condición requiere que las firmas no vean a los préstamos bancarios y otras formas de financiamiento como sustitutos perfectos. En otras palabras, el Teorema de Modigliani-Miller (1958) debe fallar para al menos algunas empresas, de modo que sean incapaces de compensar una reducción en la oferta de préstamos bancarios por medio de otras formas de financiamiento (emitiendo pagarés, bonos sin garantía específica o con garantía de activos, etc.). Por lo tanto, una reducción a nivel de crédito bancario lleva a algunas empresas a incurrir en costos asociados al establecimiento de una nueva relación de crédito. En otras palabras, hay un bloqueo en el mercado de crédito.

Para poner a prueba la primera condición, podemos analizar el balance general de las empresas en un área y su porcentaje de financiamiento de terceros que provenga de préstamos bancarios. Graminho y Bonomo (2002) hicieron esta prueba para Brasil en el año 2000. Utilizaron datos de 224 compañías extraídos de *Economatica*. Los autores descubrieron que, en promedio, el total de la deuda financiera de las empresas era, en el año 2000, el 41% de financiamiento externo y 22% del financiamiento total. Además, 20% de las compañías analizadas presentaron más del 63% de financiamiento externo por medio de préstamos bancarios. Estos resultados sugieren que, en Brasil, un considerable número de compañías depende del crédito bancario.

La condición de que el banco central debe ser capaz de modificar la oferta de préstamos bancario a través de la política monetaria plantea más controversia. Esto se debe a que al promover un choque monetario contractivo, el banco central compromete la capacidad del banco de generar formas de financiamiento aseguradas (como depósitos a la vista). Sin embargo, no restringe el uso de formas de financiamiento no asegurado, como la emisión de certificados de depósito (CD). Por lo tanto, para que sea válida la segunda condición, los bancos no pueden considerar depósitos no asegurados y otras formas de financiamiento como sustitutos perfectos ya que eso les permitiría compensar la reducción de depósitos completamente.

Varios autores argumentan que la propuesta anterior es teóricamente dudosa. Romer y Romer (1990), por ejemplo, consideran que los bancos siempre pueden ser financiados, sin costos adicionales, por medio de formas de financiamiento no

aseguradas. De hecho, incluso si un choque de política monetaria contractivo disminuye la cantidad de depósitos disponibles en los bancos, pueden compensar dicha reducción por medio de la emisión de CD, pagarés u otros valores. Este argumento es una aplicación del Teorema Modigliani-Miller (1958) para los bancos.

Para que el canal del crédito bancario esté activo, es necesario probar que las fricciones del mercado, la información asimétrica relacionada y los problemas de las agencias no permiten que una reducción en los depósitos bancarios se compense por completo a través de otras formas de financiamiento. En otras palabras, el Teorema Modigliani-Miller (1958) no puede ser válido para la entidad bancaria. En conclusión, el canal de crédito bancario depende del grado de flexibilidad del mercado financiero. Cuanto más flexible (garantizando formas de financiamiento similares a depósitos asegurados), menos relevante resulta el canal de crédito bancario en una economía.

Kashyap y Stein (1994) ponen a prueba la validez del Teorema Modigliani-Miller (1958) para bancos. En otras palabras, prueban si existen fricciones en el mercado de financiamiento externo no asegurado. Si tomamos como ejemplo la emisión de CD, que no están asegurados por el gobierno, vemos que la calidad del banco emisor es importante para las decisiones del inversionista. Esto sucede porque hay cierto grado de información asimétrica entre el banco emisor y el inversionista de modo que los problemas derivados de la selección adversa se vuelven relevantes. Estas consideraciones permiten diferencias transversales en el costo de financiamiento externo no asegurado entre bancos de diferentes características. Kashyap y Stein (1994) concluyen que, tal y como sucede con las entidades no bancarias, los pequeños bancos incurren en costos mayores cuando sustituyen entre diferente formas de financiamiento en relación con los grandes. Este resultado sugiere que el Teorema Modigliani-Miller (1958) no es válido para la entidad bancaria.

Los bancos también pueden relajar el impacto de la reducción en el acervo de depósitos asegurados sobre su oferta de préstamos también vendiendo activos líquidos (Kashyap y Stein, 1995). Esto sucede porque los bancos pueden compensar la disminución en su lado del pasivo por medio de la reducción de la porción de su activo que es más líquido, protegiendo su cartera de crédito. Esta estrategia está justificada por el *tradeoff* entre liquidez y rendimiento esperado del banco. Mientras que los préstamos son menos líquidos y tienen mayores rendimientos, los bonos y valores son más líquidos y tienen menos rendimiento.

Sin embargo, esa estrategia es sólo posible para bancos que tienen mayor liquidez (una gran proporción de *(Bonos + Valores)/Activo Total*), ya que un muy bajo acervo de activos líquidos puede representar riesgos para el banco.

En general, los estudios empíricos que intentan probar el canal de crédito bancario utilizan dos metodologías: el estudio de datos agregados o microdatos. Un ejemplo donde se usan datos agregados es el estudio de Bernanke y Blinder (1992). Estos autores muestran evidencia de que a un choque monetario contractivo, representado por un aumento en la tasa de fondos federales,⁵ le sigue la reducción en el nivel agregado de créditos bancarios. Dicho resultado es consistente con la existencia del canal de crédito bancario, pero también admite otra interpretación. La reducción en el nivel de crédito bancario puede ser causada por una disminución en la demanda⁶ de préstamos, y no en la oferta del crédito bancario.

Intentando resolver el problema de identificación que encontraron Bernanke y Blinder (1992), Kashyap *et al.* (1993) observan como se comporta un importante sustituto del crédito bancario, los pagarés, durante una contracción monetaria. Los autores justifican dicho análisis por medio de la intuición siguiente. Suponga que la política monetaria opera solamente a través del canal de tasa de interés y que la reducción en el crédito bancario observada durante una contracción monetaria es consecuencia solamente de la reducción en la demanda del crédito. Si resulta verdadero, la demanda por formas no bancarias de financiamiento también debería disminuir, lo que causaría una reducción en el nivel de pagarés emitidos. Sin embargo, si el canal de crédito se encuentra activo, la contracción monetaria debería reducir la oferta de préstamos bancarios. En ese caso la emisión de pagarés debería aumentar. Esto indica que las compañías tienen alguna capacidad de sustituir sus fuentes de financiamiento y que la demanda de crédito no explica la disminución en los niveles de préstamos.

Utilizando datos agregados, Kashyap *et al.* (1993) encontraron que una contracción monetaria cambia la composición del

⁵ Véase Bernanke y Mihov (1998) para una discusión más detallada respecto a instrumentos de política monetaria.

⁶ El efecto de la demanda por préstamos bancarios representa la reducción natural en la demanda de aquellos que resultan de un aumento en la tasa de interés después de una contracción monetaria. Este efecto está previsto en el canal de transmisión de política monetaria tradicional. El efecto en el que los autores del canal de crédito bancario están interesados es un cambio independiente de la política monetaria sobre la oferta de préstamos bancarios.

financiamiento externo de las firmas. Existe un aumento en la emisión de pagarés y una reducción en la cantidad de préstamos bancarios. Este resultado implica que hubo una reducción en la oferta de préstamos bancarios, no en la demanda correspondiente, lo que es consistente con la existencia del canal de crédito bancario. Además, los autores observaron que los cambios en la composición del financiamiento externo de las firmas afectaron el nivel de inversión. Este resultado implica que los préstamos bancarios y otras formas de financiamiento externo no son sustitutos perfectos.

Otros autores por el contrario, argumentan que los resultados de Kashyap *et al.* (1993) se pueden explicar por el hecho de que, en una recesión, las empresas grandes presentan un mayor desempeño que las pequeñas, lo que haría que las más grandes demandaran más crédito. Además, dichas compañías son las que emiten más pagarés, lo que explica el aumento en la forma de financiamiento sin probar que hubo una reducción en la oferta de préstamos. Dicho problema de identificación tiene lugar en estudios con datos agregados porque no consideran las características individuales de los agentes, lo que hace que dicha práctica sea ampliamente criticada.⁷

El uso de microdatos permite el análisis de los efectos distributivos de la política monetaria. En otras palabras, durante un choque monetario, es posible observar diferencias de comportamiento entre bancos con distintas características. Este análisis nos permite resolver el problema de identificación entre la oferta y la demanda por préstamos bancarios, encontrado en estudios con datos agregados. De hecho, diversas investigaciones han utilizado esa metodología para probar el canal de crédito bancario en diferentes países.

La principal conclusión de Kashyap y Stein (2000) es que, para los bancos pequeños, los choques en la política monetaria afectan más el nivel de crédito de los bancos menos líquidos. Esto sucede porque la contracción monetaria aumenta los problemas de liquidez de los bancos más pequeños, los que, por hipótesis, no son indiferentes ante fuentes de financiamiento aseguradas y no aseguradas. Por lo tanto, los bancos con balances de situación más líquidos pueden proteger su cartera de crédito por medio de la venta de su acervo de activos líquidos. Este resultado confirma la hipótesis principal de Kashyap y Stein y la existencia del canal de crédito bancario en Estados Unidos durante el período estudiado.

⁷ Véase Bernanke y Gertler (1995), Hubbard (1995), Kashyap y Stein (2000).

Para la economía brasileña existen algunos documentos empíricos en la literatura que también utilizan microdatos. Graminho y Bonomo (2002), así como Takeda, Rocha y Nakane (2005) analizan la existencia y relevancia del canal de crédito bancario en Brasil. Takeda, Rocha y Nakane (2005) utilizan microdatos mensuales del balance general de los bancos comerciales de diciembre 1994 a diciembre de 2001. Estos autores consideran como instrumentos de política monetaria la tasa de interés a corto plazo y los requerimientos de reserva sobre los depósitos bancarios. Los resultados de Takeda, Rocha y Nakane (2005) sugieren que el impacto de los requerimientos de reserva es relevante y más fuerte en los préstamos de bancos grandes. Esto puede explicarse por la naturaleza progresiva de los requerimientos de reservas, que afectan de manera más fuerte a bancos con mayores niveles de depósitos. Los choques en la tasa de interés, en contraste, parecen no afectar el nivel del crédito bancario. En conclusión, Takeda, Rocha y Nakane (2005) encuentran evidencias de que el canal de crédito bancario estuvo activo en Brasil durante el período estudiado.

Graminho y Bonomo (2002) pusieron a prueba la existencia del canal de crédito bancario en Brasil con base en la metodología de Kashyap y Stein (2000), como se explica anteriormente. Estos autores concluyeron que, distinto a lo esperado, los choques positivos en la tasa de interés relajan la restricción de liquidez bancaria. Según Graminho y Bonomo (2002), este resultado sugiere que los aumentos en la tasa de interés pueden ser benéficos para los bancos brasileños. Esto sucede porque un aumento en las ganancias de los bancos, provocadas por el aumento de la tasa de interés, aumenta la capacidad de financiamiento interno de dichos bancos, reduciendo su dependencia de los depósitos como fuente de financiamiento. Este resultado no corrobora la existencia de un canal de crédito bancario en Brasil.

III. DATOS

Dividimos nuestra descripción de los datos en tres partes. En la primera parte, identificamos los choques monetarios. En la segunda parte, describimos los datos de los bancos que muestra la manera en que fueron clasificados en pequeños o grandes. Finalmente, en la tercera parte, presentamos los datos de las empresas y la manera en que las clasificamos como pequeñas o grandes.

1. Medidas de contracción monetaria

En primer lugar, explicamos la manera en que definimos una contracción monetaria. Un buen indicador de política monetaria es requisito previo para todas nuestras pruebas. Sin embargo, como señalan Bernanke y Mihov (1998) no hay consenso en la literatura acerca de como elegir al mejor indicador de la posición monetaria. Decidimos utilizar dos medidores de la política monetaria.⁸ Nuestra primera medida es la tasa SELIC y nuestra segunda medida es el Boschen-Mills (1995).

Bernanke y Blinder (1992) abogan que la tasa de interés determinada por el banco central en sus operaciones de mercado abierto es un buen indicador de la política monetaria excepto en períodos donde el interés es muy volátil, que no era el caso de Brasil en nuestro período de muestra (que va del tercer trimestre de 1999 al tercer trimestre de 2005).

Utilizamos las series trimestrales de la tasa SELIC efectiva. La tasa SELIC es una tasa de interés nominal que el Banco Central de Brasil determina como su objetivo para operaciones de mercado abierto. Consideramos que estas series son más relevantes para caracterizar las contracciones monetarias que la tasa SELIC real debido a que ésta última depende de las expectativas de inflación. Sólo recientemente se han hecho públicas las expectativas de inflación de los agentes privados. Si utilizáramos estas series podríamos obstaculizar nuestra capacidad de realizar pruebas empíricas.

Definimos una contracción monetaria observando la primera diferencia de la tasa SELIC. Una contracción monetaria tiene lugar en el trimestre donde observamos que el módulo de la primera diferencia de SELIC es mayor que el promedio de la serie más una desviación estándar.

Utilizando este criterio, observamos cuatro contracciones monetarias, tal y como muestra el Panel A en el cuadro 1. Tienen lugar en los siguientes trimestres: primer trimestre de 1995 (marzo), cuarto trimestre de 1997 (noviembre), tercer trimestre de 1998 (septiembre) y primer trimestre de 1999 (marzo).

Nuestro segundo método para identificar choques monetarios

⁸ Bernanke y Mihov (1998) proponen otra forma de identificar choques monetarios, especialmente contracciones monetarias. Construyen un modelo VAR flexible que anida VAR anteriores con base en supuestos más específicos respecto a la política monetaria de la FED, tal como el objetivo de tasa de los fondos federales y el objetivo de reservas no prestables. La metodología es útil para calcular choques monetarios de alta frecuencia o como indicador de la posición general de la política monetaria.

se relaciona con el índice Boschen-Mills (1995). Boschen y Mills leen los documentos del *Federal Open Market Committee* (comité federal del mercado abierto, FOMC) y clasifican las contracciones monetarias en cinco categorías: muy expansiva, moderadamente expansiva, neutral, moderadamente contractiva y muy contractiva. La clasificación se basa en ponderaciones relativas que consideran la FED puso en el *tradeoff* de corto plazo entre la inflación y el desempleo.

Para crear el índice Boschen-Mills (1995) para Brasil leímos todos los documentos del COPOM desde su creación y para cada documento clasificamos la política monetaria en una de las cinco

CUADRO 1. CONTRACCIONES MONETARIAS

Panel A. Tasa SELIC					
	<i>Primera fase del Plan Real (1994:3 a 1998:4)</i>	<i>Segunda fase del Plan Real (1999:1 a 2001:4)</i>	<i>Tercera fase del Plan Real (2002:1 a 2005:4)</i>	<i>Muestra completa (1994:3 a 2005:4)</i>	<i>Choques (1997:4; 1998:4; 1999:2)</i>
Promedio de la primera diferencia	0.114	0.08	0.08	0.114	0.64
Desviación estándar de la SELIC primera diferencia	0.244	0.09	0.09	0.15	0.18
Mediana de la primera diferencia	0.065	0.053	0.04	0.065	0.32
Promedio de la SELIC en niveles	25.88	35.79	19.54	21.85	30.02
Desviación estándar de la SELIC en niveles	12.51	20.10	3.65	8.56	22.12
Mediana de la SELIC en niveles	19.88	18.62	19.62	20.12	18.15
Panel B. Boschen-Mills (1995)					
	<i>Primera fase del Plan Real (1994:3 a 1998:4)</i>	<i>Segunda fase del Plan Real (1999:1 a 2001:4)</i>	<i>Tercera fase del Plan Real (2001:2 a 2005:3)</i>		
Muy expansionista	3	0	0		
Moderadamente expansionista	2	5	12		
Neutral	1	16	13		
Moderadamente contractiva	1	13	23		
Muy contractiva	2	1	1		
	1995:2, 1997:4 y 1998:4	1999:2	2002:4		

categorías mencionadas anteriormente. El Panel B del cuadro 1 detalla los resultados de nuestra clasificación. Identificamos 3 reuniones COPOM que pueden clasificarse como fuertemente contractivas. Estas reuniones se llevaron a cabo durante el cuarto trimestre de 1998 (diciembre), el primer trimestre de 1999 (marzo) y el cuarto trimestre de 2002 (octubre).

2. Bancos

Los bancos se dividieron en tres clases por tamaño con base en los activos mensuales promedio en el período en estudio. Los bancos ubicados sobre el percentil 95 de la muestra (15 bancos) se consideraron grandes; los ubicados entre los percentiles 75 y 95 (58 bancos), medianos; y los otros se consideraron pequeños (220 bancos). Esta clasificación se basó en la gran concentración del mercado bancario brasileño, tal y como se observa en el cuadro 2.

La observación de las principales cuentas del balance general de los bancos nos permite emitir algunas conclusiones con

CUADRO 2. PARTICIPACIÓN DE MERCADO DE BANCOS DE DIFERENTES TAMAÑOS EN EL MERCADO FINANCIERO BRASILEÑO

<i>Percentil</i>	<i>0-25</i>	<i>25-50</i>	<i>50-75</i>	<i>75-95</i>	<i>95-100</i>
Panel A. Composición de mercado bancario, en julio de 1994					
Número de bancos	61	61	61	50	13
Activos promedio (millones de <i>BRL</i>)	23.8	158.7	1,379.6	32,784.0	2,112,985.5
Media de Activos (millones de <i>BRL</i>)	18.8	127.2	1,054.5	15,060.8	522,212.7
Fracción de activos del sistema total	0.005%	0.03%	0.29%	5.61%	94.06%
Panel B. Composición del mercado bancario en diciembre de 2005					
Número de bancos	43	43	43	35	9
Activos promedio (millones de <i>BRL</i>)	382.2	3,096.4	11,493.6	96,743.7	2,445,703.4
Media de Activos (millones de <i>BRL</i>)	344.8	2,939.8	10,289.7	52,318.8	1,302,491.6
Fracción de activos del sistema total	0.06%	0.51%	1.90%	13.00%	84.53%

NOTAS: El Panel A representa el número de bancos, promedio y media de activos y fracción del total de los activos del sistema de bancos de diferente tamaño en julio de 1994. El Panel B presenta el mismo análisis para diciembre de 2005. La muestra se divide por percentil y el criterio es los activos promedio del banco en el período bajo análisis. De percentil 0 a 75 se consideran bancos pequeños, de 75 a 95, medianos y sobre 95, grandes.

respecto al comportamiento de los bancos brasileños desde el Plan Real. El objetivo principal de este análisis es observar la manera en que los bancos han financiado sus operaciones de crédito en la muestra. Es importante porque si hay un canal de crédito bancario activo, el banco central puede afectar la oferta de préstamos bancarios induciendo un choque monetario contractivo. Sin embargo, para que esto sea posible, los bancos no pueden sustituir fácilmente los depósitos a la vista como financiamiento para sus créditos.

En esta sección, los datos se analizan en cuatro categorías. La muestra completa y cada categoría por tamaño de los bancos se estudian por separado. Los datos se estudian por niveles y con respecto a la primera diferencia. Observamos los siguientes indicadores en el balance general: del lado del pasivo, los depósitos a la vista y *otras formas de financiamiento*;⁹ en los activos, crédito bancario asignado libremente¹⁰ y un indicador de liquidez del balance general.¹¹ El uso del crédito bancario asignado libremente en lugar del crédito total se justifica por la asignación obligatoria de algunas modalidades de crédito en Brasil, como vivienda y créditos rurales. Esto hace que estas modalidades de crédito sean menos sensibles a la política monetaria (Banco Central de Brasil, 2002).

La gráfica I presenta la evolución de algunas series de tiempo del balance general de la muestra completa. Tal y como puede observarse, desde el principio del Plan Real, el crédito bancario asignado libremente fue siempre más alto que los depósitos a la vista. Esto indica que los bancos brasileños consideraron el uso de otras formas de financiamiento para financiar sus créditos. Además, el crecimiento de otras formas de financiamiento fue mayor que el crecimiento de depósitos a la vista en los últimos años de la muestra.¹² Otro factor relevante es la

⁹ El concepto *otras formas de financiamiento* resulta de sumar las siguientes cuentas de COSIF (plan contable de las instituciones del sistema financiero nacional en Brasil): (4.1.2.00.00-3) Depósitos de Ahorro; (4.1.3.00.00-6) Depósitos Interfinancieros; (4.1.5.00.00-2) Depósitos a Plazo; y (4.2.0.00.00-6) Obligaciones de Operaciones Comprometidas; excluyendo la cuenta (4.2.2.00.00-2) Carteras de Terceros.

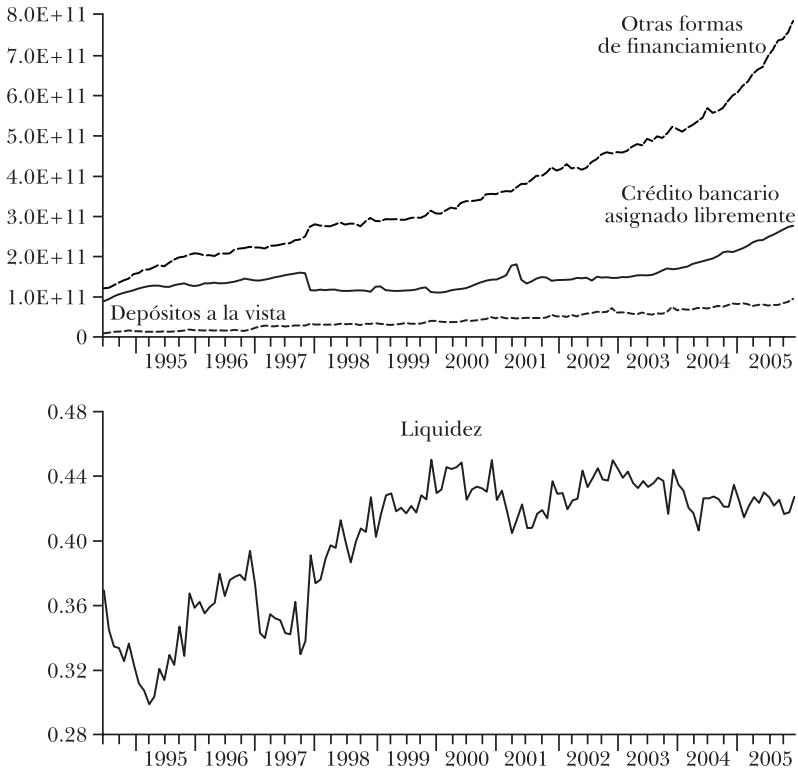
¹⁰ Crédito Bancario Asignado Libremente, corresponde a la oferta de crédito total excluida de las modalidades de crédito asignadas de manera obligatoria en Brasil.

¹¹ La variable *Liquidez* fue creada como sigue: [(1.2.0.00.00-5) Aplicaciones Interfinancieras de Liquidez + (1.3.0.00.00-4) Títulos y Valores Mobiliarios]/[(3.9.9.99.99-9) Total Activos - (3.0.0.00.00-1) Compensación].

¹² La cuenta (4.1.1.00.00-0) Depósitos a la Vista agregados al saldo de Otros Depósitos representaba en diciembre de 2005, más del 94% del total de

mayor tasa creciente del crédito bancario asignado libremente desde mediados del año 2003. Este aumento no fue seguido por los depósitos a la vista, lo que indica que los bancos han utilizado otras formas de financiamiento más activamente.

GRÁFICA I. VARIABLES DEL BALANCE DE SITUACIÓN: MUESTRA COMPLETA, 1995-2005



NOTAS: Análisis de la evolución de cuentas del balance de situación de la muestra completa (293 bancos) de julio de 1994 a diciembre de 2005. Las cuentas Crédito Bancario Asignado Libremente, Depósitos a la vista y Otras Formas de Financiamiento, se analizan por jerarquía. También es posible observar el desarrollo del nivel de liquidez del balance de situación de los bancos en el mismo período. El nivel de liquidez representa la proporción de activos netos respecto al total de activos del banco en período *t*.

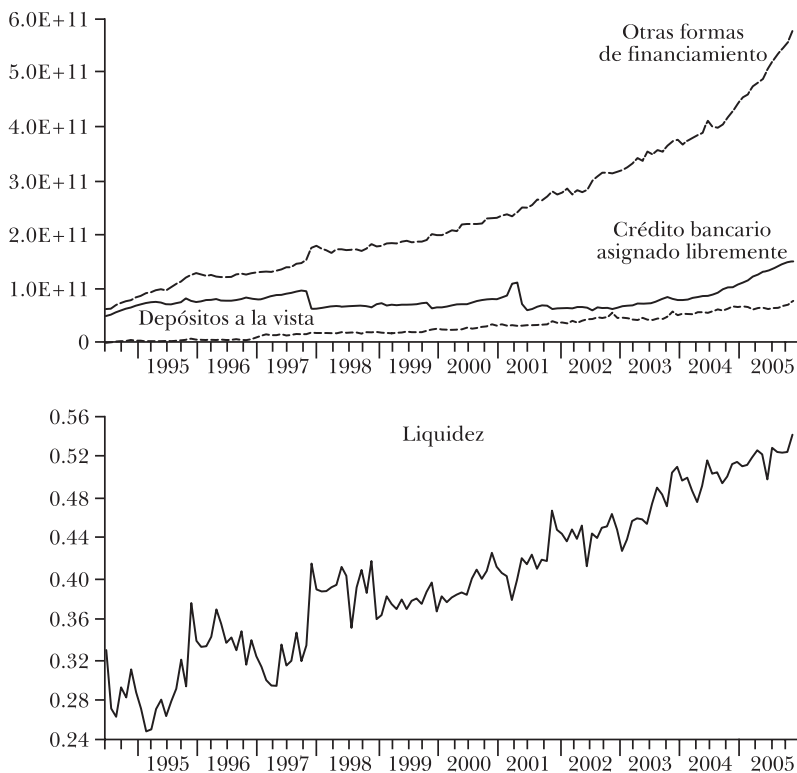
En relación con los activos bancarios, es importante observar la liquidez del balance general. Es posible analizar la evolución de dicha variable desde el principio del Plan Real en la gráfica I.

depósitos del sistema financiero brasileño, lo que muestra que estas son las modalidades de depósito más relevantes.

Como puede observarse, la liquidez de los bancos sufrió un considerable aumento de julio de 1994 a diciembre de 2005. Esto garantiza a los bancos un mayor margen de protección a su cartera de crédito en períodos de contracción monetaria.

La gráfica II presenta características del balance general de los bancos considerados como grandes. Tal y como puede observarse, el balance general de estos bancos es similar al que representa a la muestra completa. En lo que respecta al pasivo, hubo un considerable aumento en otras formas de financiamiento, que no fue seguido por los depósitos a la vista. En los activos, la liquidez de los grandes bancos también sufrió un

GRÁFICA II. VARIABLES DEL BALANCE DE SITUACIÓN: GRANDES BANCOS, 1995-2005



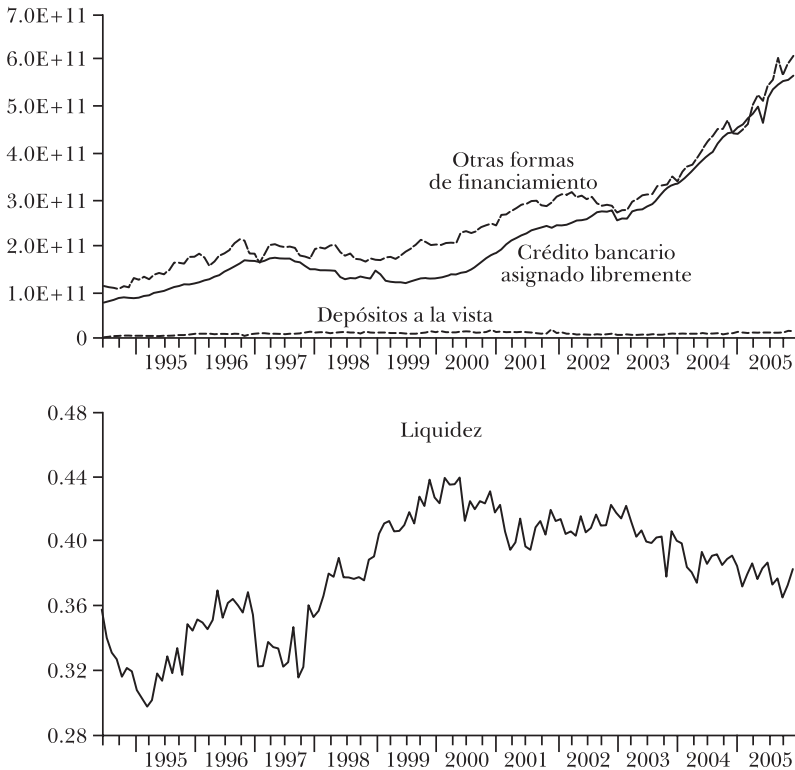
NOTAS: Análisis de la evolución de cuentas del balance general de los bancos considerados grandes (15 bancos) de julio de 1994 a diciembre de 2005. Las cuentas Crédito Bancario Asignado Libremente, Depósitos a la vista y Otras Formas de Financiamiento se analizan por jerarquía. También es posible observar el desarrollo del nivel de liquidez del balance general de los bancos en el mismo período. El nivel de liquidez representa la proporción de activos netos respecto al total de activos del banco en período *t*.

aumento notable, superando el promedio de la muestra.

La evolución de las características del balance general de bancos pequeños se presenta en la gráfica III. Tal y como podemos observar, los depósitos a la vista representan una pequeña porción de las alternativas de financiamiento de esos bancos. En lo que respecta a la liquidez, esos bancos presentan la proporción más pequeña de activos netos entre las tres categorías.

El cuadro 3 presenta la matriz de correlación entre crédito bancario asignado libremente, depósitos a la vista y otras formas de financiamiento para cada categoría por tamaño. La correlación entre otras formas de financiamiento y el crédito bancario

GRÁFICA III. VARIABLES DE ESTADO DE RESULTADOS DE BANCOS PEQUEÑOS, 1995-2005



NOTAS: Análisis de la evolución de cuentas del balance general de los bancos considerados pequeños (220 bancos) de julio de 1994 a diciembre de 2005. Las cuentas crédito bancario asignado libremente, depósitos a la vista y otras formas de financiamiento se analizan por jerarquía. También es posible observar el desarrollo del nivel de liquidez del balance general de los bancos en el mismo período. El nivel de liquidez representa la proporción de activos netos respecto al total de activos del banco en período *t*.

asignado libremente es mayor en todas las categorías si se compara con los depósitos a la vista y el crédito bancario asignado libremente. Además, en lo que respecta a bancos pequeños, la diferencia entre estas correlaciones es particularmente alta. Esto sugiere que los bancos pequeños son más dependientes de otras formas de financiamiento que de los depósitos a la vista para financiar sus créditos.

CUADRO 3. CORRELACIÓN ENTRE VARIABLES DEL BALANCE GENERAL DE BANCOS DE DIFERENTES TAMAÑOS

	<i>Crédito bancario asignado libremente</i>	<i>Depósitos a la vista</i>	<i>Otras formas de financiamiento</i>
Panel A. Muestra completa			
Crédito bancario asignado libremente	1	0.800761	0.861617
Depósitos a la vista	0.800761	1	0.978564
Otras formas de financiamiento	0.861617	0.978564	1
Panel B. Bancos pequeños			
Crédito bancario asignado libremente	1	0.243211	0.985359
Depósitos a la vista	0.243211	1	0.325133
Otras formas de financiamiento	0.985359	0.325133	1
Panel C. Grandes bancos			
Crédito bancario asignado libremente	1	0.554032	0.643044
Depósitos a la vista	0.554032	1	0.979844
Otras formas de financiamiento	0.643044	0.979844	1

NOTAS: Correlación entre cuentas del balance general de los bancos en el período de julio 1994 a diciembre 2005. Las correlaciones se observan entre las cuentas Crédito Bancario Asignado Libremente, Depósitos a la vista y Otras Formas de Financiamiento, todas por jerarquía. El análisis se divide por clase de banco y cada panel representa las correlaciones para una de esas clases.

Otra característica interesante es que, a diferencia de lo esperado, la correlación entre depósitos a la vista y otras formas de financiamiento para los bancos pequeños es baja. Ese resultado sugiere que dichos bancos usan otras formas de financiamiento como sustituto de los depósitos a la vista.

El análisis de los datos en niveles indica que los bancos brasileños, incluyendo los pequeños, no son dependientes de los depósitos a la vista como forma de financiamiento de sus créditos.

Este resultado inicial no corrobora la existencia de un canal de crédito bancario en Brasil. Esto sucede porque la política monetaria afecta la economía real reduciendo la oferta de préstamos bancarios, lo que deriva en la disminución de la disponibilidad de depósitos a la vista para los bancos después de un episodio de contracción monetaria. Este resultado sin embargo, no es concluyente. Se requieren otros análisis para probar la existencia de un canal de crédito bancario activo en Brasil.

3. Clasificación de empresas en grandes o pequeñas

Consideramos el tamaño con respecto a los activos totales, con base en nuestro criterio siguiendo a Gertler y Gilchrist (1994). Observamos que el tamaño está estrechamente correlacionado con otras variables financieras que indican la capacidad que tienen las empresas para acceder a los mercados financieros. Clasificamos las empresas en pequeñas y grandes. Vamos a mostrar que nuestras empresas pequeñas tienen relativamente menos acceso a los mercados financieros que las grandes empresas. Nuestro interés de separar a las empresas en grandes y pequeñas es que, como señalan Gertler y Gilchrist (1994), al hacerlo es posible inferir el nivel de acceso que tienen las empresas a los mercados financieros. En teoría, las empresas pequeñas dependen mucho más del crédito bancario que las empresas grandes. Estas últimas también pueden emitir mucho más papel comercial a corto y largo plazo, y tienen mucho más acceso a los mercados de capital, emitiendo más acciones ordinarias y preferentes.

Nuestro esquema de clasificación de empresas grandes y pequeñas es como sigue. El período de muestra comienza en el tercer trimestre de 1994 y termina en el cuarto trimestre de 2006. En primer lugar, excluimos de la muestra de empresas públicas en Brasil a las instituciones financieras. Damos seguimiento a las empresas cuyos estados financieros no están disponibles en todos los períodos, porque aún no son empresas públicas, cerraron su capital, participaron en una compra o fusión, o incluso porque se fueron a quiebra durante período de la muestra. Así, la base de datos está compuesta por 291 empresas.

Más adelante, en nuestro análisis empírico, estudiaremos la reacción de tres variables respecto a las contracciones monetarias. Las variables son las tasas de crecimiento de los inventarios, tasas de crecimiento de ingresos operativos netos y las tasas de crecimiento de la deuda a corto plazo. Estas variables son

como Gertler y Gilchrist (1994) señalan, las más importantes para identificar el canal del balance general. Asumimos que el tamaño de las empresas, que es el criterio usado para seleccionar los elementos de la muestra, es independiente de estas tasas de crecimiento. Este supuesto garantiza que nuestra muestra seleccionada sea sin sesgos.

Consideramos un posible candidato como pequeño cuando el logaritmo de activos totales de la empresa es menor o igual al percentil 30 de la distribución del total de activos en todos los trimestres. Del mismo modo, consideramos como un posible candidato para ser empresa grande a aquella cuyo logaritmo de activos totales sea mayor o igual al percentil 70 en todos los trimestres. Para elegir firmas pequeñas, consideramos las que reflejaron ser pequeñas en todos los trimestres. Al hacerlo obtuvimos 72 firmas pequeñas y 55 firmas grandes.

Observamos en cada trimestre los sesgos de la distribución de pequeñas y grandes firmas. Podríamos tener problemas en nuestra selección de la muestra si la distribución de pequeñas empresas si estuviera sesgada a la derecha o si la distribución de empresas grandes estuviera sesgada hacia la izquierda. Esto podría indicar que nuestro punto de división entre pequeñas y empresas grandes no es el correcto. El promedio del sesgo (considerando todos los períodos) que se observa para todas las empresas fue de 0.80 y para empresas grandes, 1.5. Estos resultados indican que nuestro esquema de clasificación no es malo en lo que se refiere al tamaño de la división.

El Panel A del cuadro 4 muestra las empresas pequeñas y grandes separadas por el sector de la economía al que pertenecen. Como se podría imaginar, 40% de las empresas grandes provienen de concesionarios seguidos por el sector de telecomunicaciones (15%) mientras que las pequeñas empresas pertenecen en su mayoría al sector servicios (20%) seguidas por el sector textil (16%).

El Panel B del cuadro 4 enlista valores promedio de algunas características financieras de empresas pequeñas y grandes para toda la muestra relacionada con sus activos. Tal y como podemos verificar fácilmente, las empresas grandes tienen mayor deuda a largo y corto plazo en promedio que las empresas pequeñas. Las empresas grandes también emiten mucho más papel comercial de largo plazo, acciones ordinarias o preferentes que las empresas pequeñas.

El Panel C del cuadro 4 muestra algunas pruebas del promedio para estas características considerando los estados financieros de los últimos trimestres de los años 1999, 2002 y 2005.

Tal y como puede observarse, todos los valores p de las diferencias de las características promedio entre grandes y pequeñas se acercan a cero. Por lo tanto, parece que todas las empresas pequeñas en nuestra muestra difieren de las empresas grandes en lo que se refiere al acceso al mercado financiero. Tienen menos acceso a los mercados financieros.

CUADRO 4. EMPRESAS PEQUEÑAS Y GRANDES CARACTERÍSTICAS FINANCIERAS

Panel A							
<i>Industrias</i>	<i>Grande</i>			<i>Pequeña</i>			<i>Total</i>
	<i>N</i>	<i>Log (Activos)</i>	<i>Ingresos/activos operativos netos</i>	<i>N</i>	<i>Log (Activos)</i>	<i>Ingresos/activos operativos netos</i>	
Petroquímica	3	18.35	0.74	0	17.32	0.64	7
Alimentos y bebidas	4	14.22	0.67	6	12.21	0.35	21
Minería/Metalurgia	6	19.32	0.35	8	16.43	0.56	21
Equipo eléctrico/Electrónica	0	13.25	0.43	12	12.11	0.45	28
Transporte	3	12.22	0.68	3	10.23	0.34	16
Servicios Públicos	21	19.12	0.61	0	13.25	0.46	41
Textiles	0	12.24	0.43	12	10.24	0.5	28
Servicios	1	13.43	0.56	15	11.34	0.61	32
Otros	17	11.22	0.67	16	10.01	0.35	97
<i>Total</i>	55			72			291

Panel B. Características financieras								
<i>Características financieras</i>	<i>Empresas grandes (A)</i>				<i>Pequeñas Empresas (B)</i>			
	<i>N</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>N</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desviación estándar</i>
Log (Activos)	53	16.99	13.0	3.32	72	11.28	10.50	3.96
Ingresos Operativos/Activos Financieros	55	0.61	1.0	0.50	72	0.28	0.0	0.44
Gastos Financieros/Activos	55	0.01	0.0	0.18	72	0.04	0.0	0.18
Activos Fijos/Activos	55	0.56	0.45	0.35	72	0.37	0.41	0.52
Valor de Mercado/Valor en Libros	55	0.66	0.0	1.33	72	0.39	0.0	2.64

CUADRO 4 (concluye)

<i>Características financieras</i>	<i>Empresas grandes (A)</i>				<i>Pequeñas Empresas (B)</i>			
	<i>N</i>	<i>Prome- dio</i>	<i>Media- na</i>	<i>Desvia- ción es- tándar</i>	<i>N</i>	<i>Prome- dio</i>	<i>Media- na</i>	<i>Desvia- ción es- tándar</i>
Acciones prefe- rentes/Activos	55	0.24	0.0	0.50	72	0.14	0.0	0.64
Deuda de corto plazo/Activos	55	0.70	0.62	0.46	72	0.64	0.02	0.45
Deuda de corto plazo en dóla- res/activos	55	0.45	0.0	0.35	72	0.32	0.02	0.35
Papeles comer- ciales de largo plazo/activos	55	0.23	0.02	0.31	72	0.15	0.04	0.18
Préstamos	43				21			
BNDES	(78%)				(29%)			

Panel C. Pruebas de la media de las características financieras de grandes y pequeñas empresas

	<i>Pruebas del Promedio</i>		
	<i>4T1994</i>	<i>1T2000</i>	<i>3T2005</i>
Ln(Activos)	4.135 (0.000)	5.005 (0.000)	5.155 (0.000)
Ln(Inventarios)	2.626 (0.000)	2.987 (0.000)	2.859 (0.000)
Ln(ingresos netos operati- vos)	3.186 (0.000)	4.502 (0.000)	4.782 (0.000)
Ln(deuda de corto plazo)	3.290 (0.000)	4.255 (0.000)	4.333 (0.000)
Ln(Papel comercial de largo plazo)	1.25 (0.02)	1.45 (0.04)	1.76 (0.03)

NOTAS: Nuestra muestra se compone de 291 empresas públicas no financieras en Brasil. Recopilamos estados financieros de estas empresas comenzando en el tercer trimestre de 1999 y terminando en el tercer trimestre de 2005. Clasificamos una empresa como grande cuando su logaritmo de activos totales propios está por encima del percentil 70 en cada trimestre de nuestro período de muestra. Clasificamos una empresa como pequeña cuando el logaritmo de sus activos totales está por debajo del percentil 30 en todo trimestre. El Panel A muestra a las empresas grandes y pequeñas separadas por sector en la economía. El Panel B muestra algunas características financieras de empresas pequeñas y grandes. El Panel C muestra los resultados de pruebas promedio de características financieras de empresas pequeñas y grandes.

IV. ANÁLISIS EMPÍRICO DE LOS BANCOS

1. Análisis descriptivo de la reacción de los bancos

En esta sección analizamos como reaccionaron las cuentas del balance general, el crédito bancario asignado libremente, los depósitos a la vista y otras formas de financiamiento, de los bancos en las tres categorías por tamaño, ante los choques monetarios identificados. Los datos se analizan en su primera diferencia, esto permite visualizar la variación de dichas cuentas después de una contracción monetaria. Los cuadros presentados en esta sección demuestran cómo los bancos pequeños, medianos y grandes bancos reaccionaron ante las contracciones monetarias identificadas.

Los cuadros 5 y 6 presentan la reacción de los bancos brasileños ante los choques monetarios identificados, por medio de la tasa SELIC y el índice Boschen-Mills (1995). Presentamos las variaciones mensuales promedio de la cuenta analizada en seis períodos antes y después de cada cambio. Con base en la teoría del canal de crédito, se espera que una contracción monetaria disminuya la disponibilidad de los depósitos a la vista y, en consecuencia, el nivel de crédito bancario.

El cuadro 5 presenta la reacción de los bancos ante choques identificados por la primera diferencia de la tasa de interés SELIC. Como es posible observar, los depósitos a la vista sufrieron una reducción después de los choques de SELIC en la mayoría de los casos, principalmente en lo que se refiere a bancos pequeños. Este hecho se puede utilizar para justificar la tendencia decreciente del crédito bancario asignado libremente después de contracciones monetarias. Es interesante observar que en todos los choques hubo un aumento en otras formas de financiamiento por parte de bancos pequeños. Esto indica que esos bancos buscan alternativas respecto a los depósitos a la vista como forma de financiamiento de sus operaciones de crédito. El análisis de la reacción de los bancos a los aumentos del impuesto SELIC sugiere que el banco central pudo afectar la oferta de préstamos bancarios por medio de la política monetaria en el período estudiado. Este resultado corrobora la existencia del canal de crédito bancario en Brasil.

El análisis de la reacción de los bancos ante los cambios identificados a través de la lectura de los documentos del COPOM está representado en el cuadro 6. Tal y como puede observarse, hay indicios de reducción en la oferta de préstamos bancarios en períodos posteriores a los choques. En relación con las formas

de financiamiento, los bancos pequeños presentaron una tendencia a la baja en los depósitos a la vista disponibles, pero hubo

CUADRO 5. REACCIÓN DE LOS BALANCES DE SITUACIÓN ANTE CHOQUES SELIC

	<i>Crédito asignado libremente</i>		<i>Depósitos a la vista</i>		<i>Otras formas de financiamiento</i>	
	<i>Antes</i>	<i>Después</i>	<i>Antes</i>	<i>Después</i>	<i>Antes</i>	<i>Después</i>
Panel A. Choque de marzo de 1995						
Bancos pequeños	0.0144	0.0303	0.0466	0.0092	0.0216	0.0336
Bancos medianos	0.0378	0.0157	0.0389	-0.0108	0.0419	0.0144
Bancos grandes	0.0480	-0.0012	0.0725	0.0234	0.0497	0.0265
Panel B. Choque de noviembre de 1997						
Bancos pequeños	-0.0083	-0.0110	0.0172	0.0018	-0.0195	0.0218
Bancos medianos	0.0242	-0.0605	0.0097	0.0164	0.0046	0.0171
Bancos grandes	0.0183	-0.0529	0.0142	0.0134	0.0186	0.0196
Panel C. Choque de septiembre de 1998						
Bancos pequeños	-0.0199	-0.0065	-0.0045	-0.0050	-0.0111	0.0028
Bancos medianos	-0.0218	0.0048	0.0106	-0.0035	0.0165	0.0005
Bancos grandes	0.0066	0.0001	0.0080	-0.0073	-0.0016	0.0101
Panel D. Choque de marzo de 1999						
Bancos pequeños	0.0100	0.0026	-0.0044	-0.0255	-0.0133	0.0236
Bancos medianos	0.0260	-0.0063	0.0050	0.0290	-0.0006	-0.0037
Bancos grandes	0.0116	0.0058	-0.0021	0.0090	0.0065	0.0026

NOTAS: Reacción de las cuentas del balance general: crédito bancario asignado libremente, depósitos a la vista y otras formas de financiamiento, para las categorías de bancos por tamaño, ante choques monetarios contractivos identificados por variaciones en la tasa SELIC. Las variaciones promedio de cada cuenta se presentan seis meses antes y después de cada cambio identificado. Respecto al canal de crédito bancario, una contracción monetaria debe reducir la disponibilidad de depósitos a la vista para los bancos y en consecuencia, la oferta de préstamos bancario asignado libremente. El análisis de las otras formas de financiamiento tiene el objetivo de observar si los bancos tratan de sustituir entre sus fuentes de financiamiento, más específicamente si tratan de compensar la caída en los depósitos a la vista provocados por contracciones monetarias.

CUADRO 6. REACCIÓN DE LOS BALANCES DE SITUACIÓN ANTE CHOQUES COPOM

	<i>Crédito asignado libremente</i>		<i>Depósitos a la vista</i>		<i>Otras formas de financiamiento</i>	
	<i>Antes</i>	<i>Después</i>	<i>Antes</i>	<i>Antes</i>	<i>Después</i>	<i>Antes</i>
Panel A. Choque de diciembre de 1998						
Bancos pequeños	-0.0207	-0.0146	-0.0050	0.0103	-0.0199	0.0053
Bancos medianos	-0.0098	-0.0081	0.0093	-0.0024	0.0130	0.0047
Bancos grandes	0.0072	0.0040	0.0090	0.0032	0.0015	0.0133
Panel B. Choque de marzo de 1999						
Bancos pequeños	0.0100	0.0026	-0.0044	-0.0255	-0.0133	0.0236
Bancos medianos	0.0260	-0.0063	0.0050	0.0290	-0.0006	-0.0037
Bancos grandes	0.0116	0.0058	-0.0021	0.0090	0.0065	0.0026
Panel C. Choque en el cuarto trimestre del 2002						
Bancos pequeños	0.0171	0.0014	-0.0148	-0.0216	-0.0102	0.0127
Bancos medianos	0.0120	-0.0128	0.0360	-0.0337	-0.0127	-0.0077
Bancos grandes	0.0036	0.0238	0.0405	-0.0279	0.0125	0.0118

NOTAS: La muestra completa (293 bancos) de julio de 1994 a diciembre del 2005. Reacción de las cuentas del balance general: crédito bancario asignado libremente, depósitos a la vista y otras formas de financiamiento, para las categorías de bancos por tamaño, ante choques monetarios contractivos identificados a través de la lectura de documentos del COPOM. Las variaciones promedio de cada cuenta se presentan seis meses antes y después de cada choque identificado. Respecto al canal de crédito bancario, una contracción monetaria debe reducir la disponibilidad de depósitos a la vista en los bancos y en consecuencia, la oferta de préstamos bancario asignado libremente. El análisis de las otras formas de financiamiento tiene el objetivo de observar si los bancos tratan de sustituir entre sus fuentes de financiamiento, más específicamente si tratan de compensar la caída en los depósitos a la vista provocados por contracciones monetarias.

un aumento en la recepción de otras formas de financiamiento. Esto indica que, al menos para los bancos pequeños, las contracciones monetarias disminuyeron sus fuentes de financiamiento y, en consecuencia, su oferta de préstamos. Este resultado sugiere que los bancos pequeños no consideran otras formas de financiamiento como sustitutos perfectos de los depósitos a la vista, lo que corrobora la existencia del canal de crédito bancario para bancos pequeños.

2. Modelo de dos pasos

Con base en Kashyap y Stein (2000), este documento utiliza un método de estimación de dos pasos para evaluar la relevancia del canal de crédito bancario en Brasil. El modelo de Kashyap y Stein prueba la hipótesis de que el banco central es capaz de afectar el crédito bancario induciendo cambios en la política monetaria. En otras palabras, prueba si el canal de crédito bancario está activo como mecanismo de transmisión de la política monetaria.

Con base en la teoría del canal de crédito bancario, el impacto de la política monetaria en la oferta de préstamos debe ser mayor para los bancos con dificultades al sustituir sus fuentes de financiamiento. Además, el impacto de los choques monetarios en la oferta de préstamos debe ser mayor para bancos con menos liquidez en sus balances de situación, ya que los bancos más líquidos son capaces de proteger su cartera de crédito. En este contexto, los modelos econométricos utilizados en este estudio están basados en la siguientes hipótesis: las limitaciones de liquidez hacia los créditos se intensifican durante contracciones monetarias; la sensibilidad del volumen de créditos en relación con la política monetaria es mayor para bancos con balances de situación menos líquidos; y los bancos pequeños son menos capaces de sustituir su fuente de financiamiento.

El primer paso del modelo consiste en un análisis transversal para estimar la sensibilidad ante el volumen de créditos en relación con un índice que representa la liquidez del balance general del banco. Con esto en mente, hicimos una regresión de la variación del crédito bancario ($\Delta \ln(L_{it})$) contra el índice que representa la liquidez del banco (B_{it-1}). Además, propusimos la adición de tres rezagos de la variación de los créditos bancarios como variables explicativas para controlar cualesquiera influencias por inercia que pudieran tener. La ecuación estimada para cada clase de banco para cada período t es el siguiente:¹³

$$(1) \quad \Delta \ln(L_{it}) = \sum_{j=1}^3 \alpha_{ij} \Delta \ln(L_{it-j}) + \beta_i B_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

donde L_{it} representa el volumen de créditos¹⁴ de cada banco y B_{it} es la variable de liquidez.

Los elementos clave de dicha regresión son los coeficientes

¹³ No insertamos el intercepto en la ecuación del primer paso ya que el valor esperado de los créditos de un banco donde no hay liquidez en el período anterior es cero. La especificación se basa en Kashyap y Stein (2000).

¹⁴ Se utilizó el crédito bancario asignado libremente.

estimados para B_{i-1} , representados por β_i . Dichos coeficientes representan la sensibilidad del volumen de créditos a la estructura del balance general (o dimensión de la limitación de la liquidez) para cada tipo de banco. Por lo tanto, como resultado de la estimación del primer paso, se encontrará un valor de β_i en cada mes para cada clase de banco, lo que permite la creación de series de tiempo de β_i por cada una de esas clases.

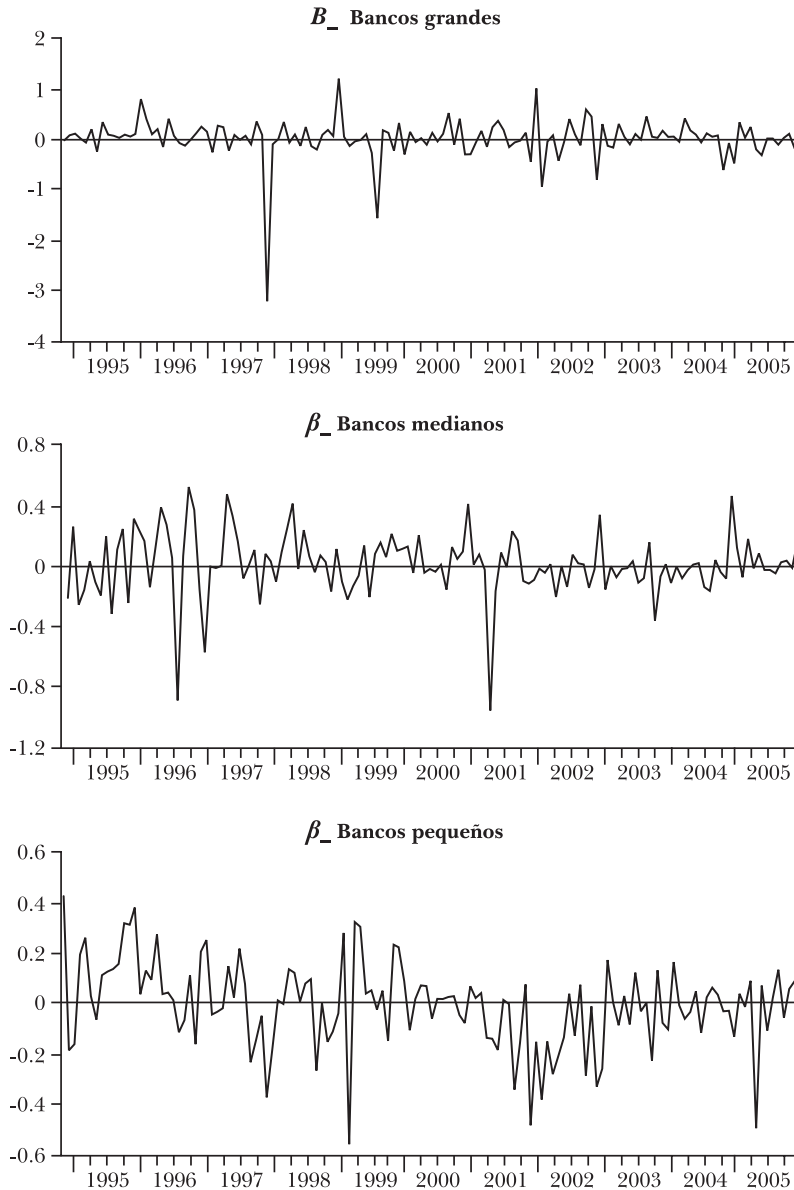
El primer paso se basa en la hipótesis de que los bancos con balances de situación más líquidos (mayor valor de B_{ii}) tienen una mayor capacidad para suavizar los choques en sus fuentes de financiamiento en la oferta de préstamos. Esto se debe a que esos bancos pueden proteger su cartera de crédito vendiendo su existencia de activos netos.

La regresión del primer paso se estimó utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y en los casos que presentaron el problema de la heterocedasticidad, se utilizó la matriz de covarianza Newey-West. Como resultado de las estimaciones de primer paso, se encontraron series de tiempo β_i por cada una de las clases de bancos. Estas series, que representan la sensibilidad de la oferta de préstamos bancarios respecto al índice de liquidez del banco, se utilizan como variable dependiente en el segundo paso de la estimación. La gráfica IV ilustra las gráficas de las series β_i .

El cuadro 7 muestra algunas características descriptivas de las series β_i . Tal y como puede observarse, las volatilidades de estas series presentan diferencias significativas. La observación de la desviación estándar y de los valores máximos y mínimos de cada serie muestran que la serie más volátil es la de los grandes bancos. Indica que la oferta de crédito de dichos bancos es más sensible a la liquidez de su balance general. Los bancos pequeños por el contrario, parecen presentar una oferta de préstamos menos sensible a su nivel de liquidez. Otra característica importante es la forma en que se distribuyen los valores β_i . El resultado de la prueba de normalidad, representada por los valores Jarque-Bera, indica que las tres series analizadas no se distribuyen de acuerdo a una distribución normal.

El segundo paso de la estimación analiza el impacto de los choques en la política monetaria en la sensibilidad representada por β_i . Con este objetivo, para cada una de las series β_i de las clases de bancos se realiza una regresión contra un indicador de política monetaria (M_{t-k}). La adición de rezagos de dicha variable explicativa se justifica por el hecho de que los choques de política monetaria no se responden instantáneamente y a que

GRÁFICA IV. SENSIBILIDAD DEL VOLUMEN DE LOS PRÉSTAMOS BANCARIOS AL ÍNDICE DE LIQUIDEZ PARA CADA CLASE DE BANCOS, 1995-2005



NOTAS: Las series β , encontradas como resultado de las regresiones del primer paso para la muestra de bancos grandes, medianos y pequeños, representan la sensibilidad de los préstamos de los bancos en cada clase al índice de liquidez representativo de su balance de situación. En otras palabras, representa una restricción de liquidez de los préstamos de cada clase de bancos.

sus efectos son duraderos en la economía. Por lo tanto, se estimaron las siguientes regresiones en las series de tiempo:

$$(2) \quad \beta_t = \eta + \sum_{k=0}^n \varphi_k M_{t-k} + \chi R_t + \mu_t$$

donde M_t representa el indicador de la política monetaria seleccionado y R_t es una variable *dummy* que distingue las etapas del Plan Real. La inserción de esta última variable explicativa es importante porque, en el período analizado, Brasil cruzó dos regímenes de política monetaria y cambiaria:¹⁵ El régimen de tipo de cambio móvil entre bandas hasta diciembre de 1998, y la meta de inflación y flotación cambiaria desde enero de 1999.

CUADRO 7. REGRESIONES DE PRIMER PASO PARA BANCOS: ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE SERIES β_t

	<i>Grandes bancos</i>	<i>Bancos medianos</i>	<i>Bancos pequeños</i>
Promedio	-0.01005	0.03249	-0.00660
Media	0.02615	0.02519	0.01239
Máximo	1.19263	0.54960	0.40935
Mínimo	-3.27373	-0.94058	-0.53814
Desviación estándar	0.42209	0.20916	0.16436
Jarque-Bera	4,371.243	178.9666	8.780111
Valor p	(0.0000)	(0.0000)	(0.0124)

NOTAS: La muestra completa (293 bancos) de julio de 1994 a diciembre del 2005. Consideramos para cada mes t y para cada categoría de banco las siguientes regresiones con MCO:

$$\Delta \ln(L_{it}) = \sum_{j=1}^3 \alpha_j \Delta \ln(L_{it-j}) + \beta_t B_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

donde L es el crédito asignado libremente y B es el índice de liquidez.

También estimamos otra versión de la regresión expuesta anteriormente, que incluye una variable de crecimiento económico (PIB_t) y la tasa de inflación del período (π_t).¹⁶ También se agregaron tres rezagos sobre cada una de las variables explicativas,

¹⁵ Esta variable *dummy* que distingue entre las etapas del Plan Real se puso a prueba de manera aislada e interactuando con el choque monetario. Sin embargo, optamos por insertarla aislada en el segundo paso del modelo. Esto se debe a que el efecto que intentamos observar es una posible diferencia cuantitativa entre las restricciones de liquidez de los bancos antes de enero de 1999.

¹⁶ Para la variable de crecimiento económico, utilizamos el producto industrial rezagado, y para la inflación, el índice de precios al consumidor aumentado (IPCA), ambos proporcionados por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística, IBGE.

ya que sus efectos persisten en la economía.¹⁷ El objetivo de estimar la versión múltiple es evaluar la existencia de otros factores, como choques de capital o macroeconómicos, que pueden afectar la oferta de préstamos bancarios. En este caso no hay otros factores que afecten el crédito bancario, los coeficientes γ_j y ρ_j no deben ser significativos estadísticamente. La regresión es como sigue:

$$(2'') \quad \beta_t = \eta + \sum_{k=0}^n \varphi_k M_{t-k} + \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \rho_j \Delta \pi_{t-j} + \chi R_t + \mu_t$$

Los rezagos de M_t insertados en las ecuaciones (2) y (2'') están representados por n ya que depende del indicador utilizado en la política monetaria. El número de rezagos se determinó por medio del uso de VAR y la observación de los criterios de Akaike y Schwarz para la longitud de los rezagos. Se definió el uso de diez rezagos para el choque SELIC, cero para los requerimientos de reserva y tres para los documentos del COPOM.

Para analizar la existencia del canal de crédito bancario por medio del modelo propuesto, consideramos lo siguiente. En el caso de un choque monetario contractivo, la elasticidad del volumen de créditos en relación con la liquidez del banco debe aumentar ($\beta_t \uparrow$). Además, cuando hay una contracción monetaria, los bancos tienden a sufrir una reducción en el valor de sus activos netos (los aumentos en la tasa de interés deprecian los activos). Por lo tanto, si β_t aumenta en un período donde los bancos sufren caídas en sus fuentes de financiamiento y en sus existencias de activos netos, el volumen del crédito tiende a disminuir de manera más intensa. En este contexto, el crédito bancario disminuirá si una contracción monetaria eleva las restricciones de liquidez de los bancos que no pueden sustituir sus fuentes de financiamiento. Este escenario caracteriza un canal de crédito bancario activo.

El principal resultado a analizar en el modelo propuesto es la suma de los coeficientes de M_{t-k} , φ_k . Se espera que, al menos

¹⁷ Como la metodología adoptada para definir el número de rezagos en los choques monetarios, para las variables macroeconómicas también se utilizó un VAR para definir el número de rezagos. La observación de los criterios de información de Akaike y de Schwarz sugieren dos rezagos para la variable producto industrial y cero para la inflación. Sin embargo, se cree que el uso de los tres rezagos de esas variables resulta apropiado ya que sus efectos son de larga duración en la economía y otros trabajos empíricos utilizan metodologías similares (Bonomo y Graminho (2002), Kashyap y Stein (2000), así como Takeda, Rocha y Nakane (2005)).

en lo que respecta a bancos pequeños, un choque monetario contractivo aumente la restricción de liquidez de los bancos. Por lo tanto, la suma de φ_k debe ser estadísticamente significativa y positiva, lo que confirmaría la existencia de un canal de crédito bancario en Brasil.

Esperamos que el resultado sea significativo para bancos pequeños porque, por hipótesis, dichos bancos afrontan mayor dificultad para conseguir otras formas de financiamiento. En caso

CUADRO 8. RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DEL SEGUNDO PASO PARA BANCOS CON CHOQUES SELIC Y COPOM

	<i>Versión simple</i>		<i>Versión múltiple</i>	
	<i>Pequeña</i>	<i>Grande</i>	<i>Pequeña</i>	<i>Grande</i>
Panel A. Estimación de MCO				
(1) Suma de coeficientes φ_k (SELIC)	0.41 (0.03)	-0.89 (0.45)	0.37 (0.02)	-0.51 (0.39)
(1) Suma de coeficientes φ_k (COPOM)	0.31 (0.00)	-0.24 (0.58)	0.26 (0.00)	-0.31 (0.29)
R ² Ajustado	0.21	0.14	0.28	0.16
Prueba de normalidad	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)
Prueba LM de correlación serial	(0.43)	(0.77)	(0.60)	(0.50)
Prueba White de heterocedasticidad	(0.42)	(0.0)	(0.98)	(0.0)
Panel B. Análisis de Panel				
(1) Suma de coeficientes φ_k (SELIC)	0.71 (0.04)	-0.56 (0.43)	0.39 (0.08)	-0.71 (0.67)
(1) Suma de coeficientes φ_k (COPOM)	0.51 (0.00)	-0.84 (0.38)	0.26 (0.00)	-0.91 (0.49)
R ² Ajustado	0.51	0.34	0.48	0.56
Prueba de normalidad	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)
Prueba LM de correlación serial	(0.53)	(0.87)	(0.73)	(0.41)
Prueba White de heterocedasticidad	(0.12)	(02.0)	(0.78)	(0.40)

NOTAS: La muestra completa (293 bancos) de julio 1994 a diciembre 2005. Consideramos en Panel A para bancos pequeños y grandes las siguientes regresiones con MCO:

$$\beta_i = \eta + \sum_{k=0}^n \varphi_k M_{t-k} + \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \rho_j \Delta \pi_{t-j} + \chi R_t + \mu_i$$

donde M son los choques monetarios y R es una variable *dummy* indicando la segunda fase del Plan Real. En el Panel B estimamos el siguiente Panel con efectos aleatorios:

$$\Delta \ln(L_{it}) = \rho_i + \sum_{q=1}^3 \alpha_q \Delta \ln(L_{it-q}) + B_{it-1} (\eta + \sum_{k=0}^n \varphi_k M_{t-k} * P_i) + \chi R_t + \delta P_i + \sum_{k=0}^n \lambda_k M_{t-k} + v_{it}$$

donde P es una variable *dummy* indicando un banco pequeño.

de que bancos más grandes puedan sustituir fácilmente sus fuentes de financiamiento, la suma de sus coeficientes ϕ_k no debe ser significativa en términos estadísticos.

En la regresión del segundo paso, probamos la suma de hasta seis rezagos de β_i en el lado derecho de la ecuación. Sin embargo, esas variables no fueron estadísticamente significativas en ningún caso. Esta prueba es importante cuando se trabaja con series de tiempo, ya que es común observar efectos de inercia en ese tipo de muestra.

Los resultados de la regresión del segundo paso se pueden observar en el Panel A del cuadro 8. Estos cuadros presentan la prueba Wald de la suma de los coeficientes de las contracciones monetarias. Nuestra hipótesis cero es que esta suma es positiva, lo que indicaría la existencia de un canal de crédito bancario. El resultado principal es que la suma de coeficientes ϕ_k (contracciones monetarias) es significativa en el 5% de la clase de bancos pequeños. No es significativa sin embargo, para la clase de bancos grandes. Esta suma representa el efecto marginal de los choques en la política monetaria en β_i y será el elemento clave para definir la relevancia del canal de crédito bancario en Brasil.

En lo que respecta a bancos pequeños, la suma de los coeficientes indicando las contracciones monetarias relacionadas con SELIC de la especificación más simple es 0.41 (valor p 0.03) y la suma de los mismos coeficientes en el caso de la especificación más completa es 0.31 (valor p 0.0). En lo que respecta a bancos grandes, la suma de los coeficientes de contracciones monetarias es -0.89 (valor p 0.45) para la especificación más simple y -0.24 (valor p 0.58) para la especificación más completa.

En lo que respecta a bancos pequeños, la suma de los coeficientes indicando las contracciones monetarias relacionadas con el COPOM de la especificación más simple es 0.31 (valor p 0.0) y la suma de los mismos coeficientes en el caso de la especificación más completa es 0.26 (valor p 0.0). En lo que respecta a bancos grandes, la suma de los coeficientes de contracciones monetarias es -0.24 (valor p 0.58) para la especificación más simple y -0.31 (valor p 0.29) para la especificación más completa.

Se identificó la heterocedasticidad y problemas de correlación seriales en algunas de las estimaciones del segundo paso, lo que puede observarse en las estadísticas descriptivas en los cuadros 12, 13 y 14. En las regresiones que presentaron esos problemas se utilizó la matriz de correlación Newey-West para

corregir el error estándar de los coeficientes estimados.

El modelo de dos pasos puede presentar algunos problemas. El hecho de que la variable B_{it} , que representa la liquidez del banco sea endógena puede predisponer los coeficientes estimados a través del método de regresión directa, MCO. Sin embargo, Kashyap y Stein (2000) argumentan que, ya que el punto de interés es la correlación entre β_i y el indicador de la política monetaria (M_t), y no en el nivel de β_i , dicho problema no ejerce influencia alguna sobre las estimaciones.

En síntesis, los resultados encontrados a través de la estimación de dos pasos sugieren la existencia del canal de crédito bancario en Brasil. Al utilizar los choques monetarios identificados por medio de la tasa SELIC, el indicador más utilizado de política monetaria en la literatura del canal de crédito, y por medio del indicador COPOM encontramos signos que corroboran la existencia de este canal de transmisión monetaria para bancos pequeños en Brasil.

3. Pruebas de robustez: estimación de panel

Para probar la robustez de los resultados previos, estimamos un panel. El método de estimación de panel es más eficiente al utilizar la información estadística contenida en los datos, lo que corrige algunos problemas potenciales del modelo de dos pasos.¹⁸

Los paneles estimados se basan en las versiones simples y múltiples del modelo de dos pasos. Existen dos paneles dinámicos estimados utilizando Efectos Aleatorios para cada choque monetario identificado. El uso del Método Generalizado de Momentos (GMM), se justifica por la adición de rezagos de la variable dependiente como variables explicativas en las ecuaciones estimadas. Se utilizan los efectos aleatorios debido a que insertamos en la ecuación una variable *dummy* que controla a los bancos pequeños de la muestra. Se estiman los paneles asumiendo que hay correlaciones contemporáneas entre la sección transversal. Por lo tanto, se utiliza el método de covarianza transversal de White en las estimaciones, lo que corrige problemas de heterocedasticidad.

Un problema por resolver en la estimación del panel es el carácter endógeno del crédito bancario asignado libremente

¹⁸ Realizamos otras pruebas de robustez que no incluimos debido a consideraciones de espacio. Estimamos varias especificaciones y en todos los casos, los resultados fueron los que presentamos en la sección IV, inciso 2.

rezagado. Para resolver este problema utilizamos variables instrumentales para los tres rezagos de la variable dependiente. Los instrumentos seleccionados en esta investigación fueron el producto industrial rezagado y los choques rezagados en la tasa de requerimientos de reserva. La selección de esos instrumentos se debe al hecho de que, económicamente, deben estar correlacionados con la oferta del crédito bancario asignado libremente rezagado, pero no con los residuos de la estimación. Dichos instrumentos se utilizan para eliminar la correlación entre las variables explicativas y los residuos.

Se utiliza la muestra completa en las estimaciones del panel. Para controlar el análisis de los bancos pequeños que, por hipótesis, no tienen acceso sin restricciones a formas de financiamiento sustitutas de depósitos a la vista, insertamos una variable *dummy* que identifica a esos bancos (P_i).

La primera ecuación a estimarse se basa en la versión simple del modelo de dos pasos. La variable dependiente es la variación logarítmica del crédito asignado libremente. Las variables explicativas son tres rezagos de la variable dependiente, insertada debido a la inercia existente en las series de crédito bancario. El índice de liquidez del balance general de los bancos rezagado en un período (B_{it-1}) se insertó en la ecuación tanto aislada como interactuando con los choques monetarios y sus rezagos. Se utilizan dos variables *dummies* como variables independientes, una que identifica la primera etapa del Plan Real (R_t) y otra que controla la muestra para los bancos pequeños (P_i). Por último, se agregan los choques monetarios de manera individual (M_t). La ecuación es como se señala a continuación:

$$(3) \quad \Delta \ln(L_{it}) = \rho_i + \sum_{q=1}^3 \alpha_q \Delta \ln(L_{it-q}) + B_{it-1} (\eta + \sum_{k=0}^n \varphi_k M_{t-k} * P_i) + \chi R_t + \delta P_i + \sum_{k=0}^n \lambda_k M_{t-k} + v_{it}$$

Así como sucede en el modelo de los dos pasos, también se estima la versión múltiple del panel descrito anteriormente. Dicha versión incluye, además de las variables explicativas de la versión simple, los valores contemporáneos más tres rezagos de la variación del producto industrial (PIB_t) y de la inflación (π_t). Dichas variables aparecen aisladas e interactuando con la variable de liquidez. La ecuación que debe estimarse en la versión múltiple es:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln(L_{it}) = & \rho_i + \sum_{q=1}^3 \alpha_q \Delta \ln(L_{it-q}) + B_{it-1} (\eta + \sum_{k=0}^n \phi_k M_{t-k} * P_i + \\
 (3') & + \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta PIB_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \phi_j \Delta \pi_{t-j}) + \chi R_t + \delta P_t + \\
 & + \sum_{k=0}^n \lambda_k M_{t-k} + \sum_{j=0}^3 \sigma_j \Delta PIB_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \rho_j \Delta \pi_{t-j} + v_{it}
 \end{aligned}$$

El objetivo de estimar dicha versión múltiple es identificar otros choques, como choques de capital, que podrían influir la restricción de liquidez de los bancos y, en consecuencia, su oferta de préstamos en el período en observación.

Los principales coeficientes a observar en los paneles son los ϕ_k , que representan el efecto marginal de la interacción entre la liquidez y el choque monetario en el crédito bancario de los bancos pequeños ($B_{it-1} * \sum_{k=0}^n M_{t-k} * P_i$). Para observar un canal de crédito bancario activo en Brasil, la suma de los ϕ_k debe ser, de nuevo, positiva y significativa a nivel estadístico. Esto sucede porque el canal está activo si un choque monetario contractivo aumenta la restricción de liquidez de los bancos. Esto obliga a los bancos a reducir su nivel de crédito en caso de que no puedan sustituir sus fuentes de financiamiento en disminución, ya que una contracción monetaria reduce la disponibilidad de los depósitos a la vista hacia los bancos.

El resultado una vez más demostró que la suma de coeficientes ϕ_k (contracciones monetarias) es significativa al 5% para la clase de bancos pequeños. Para los bancos grandes no es, sin embargo, significativa. Esta suma representa el efecto marginal de los choques de política monetaria en β_t y será el elemento clave para definir la relevancia del canal de crédito bancario en Brasil.

En lo que respecta a bancos pequeños, la suma de los coeficientes indicando las contracciones monetarias relacionadas con SELIC de la especificación más simple es 0.71 (valor p 0.04) y la suma de los mismos coeficientes en el caso de la especificación más completa es 0.39 (valor p 0.08). En lo que respecta a bancos grandes, la suma de los coeficientes de contracciones monetarias es -0.56 (valor p 0.43) para la especificación más simple y -0.71 (valor p 0.67) para la especificación más completa.

En lo que respecta a bancos pequeños, la suma de los coeficientes indicando las contracciones monetarias relacionadas con COPOM de la especificación más simple es 0.51 (valor p 0.0) y la

suma de los mismos coeficientes en el caso de la especificación más completa es 0.26 (valor p 0.0). En el caso de los bancos grandes, la suma de los coeficientes de contracciones monetarias es -0.84 (valor p 0.0) para la especificación más simple y -0.91 (valor p 0.49) para la especificación más completa.

V. ANÁLISIS EMPÍRICO DE LAS EMPRESAS

Seguimos a Oliner y Rudenbusch (1996) y modelamos la reacción de las siguientes variables relacionadas con la empresa hacia nuestras contracciones monetarias identificadas: *Mix*, *Fin* y θ . *Mix* mide la proporción del financiamiento de las empresas por medio de crédito bancario. Se define como el cociente entre el total de créditos a corto plazo y la suma del total de créditos a corto plazo, papel comercial a corto plazo y otras formas de financiamiento a plazo; *Fin* es la proporción del total de créditos bancarios (corto y largo plazo) dividido entre el financiamiento total (corto y largo plazo) y finalmente θ mide la proporción de crédito a corto plazo de una corporación con respecto al total de crédito a corto plazo de todas las empresas dentro de la misma clase.

Observamos los datos individuales de las empresas. Al hacerlo, utilizamos en nuestras regresiones, variables de control que describen varias características específicas de las empresas. Estas características pueden explicar sus respuestas a contracciones monetarias a un nivel individual. Las características que controlamos están relacionadas a costos de agencia entre los mercados financieros y las empresas. Mishkin (2001) trata la manera en que las contracciones monetarias aumentan los costos de agencia entre empresas. Las empresas en las que los costos de agencia de la deuda son mayores, son las que se muestran más sensibles a las contracciones monetarias en general.

Para verificar la existencia de costos de agencia, utilizamos el cociente del valor de mercado de las empresas con respecto al valor en libros de las empresas y el cociente de activos fijos respecto a activos totales. El cociente del valor de mercado respecto al valor en libros muestra la capacidad de crecimiento de la firma. Cuanto más perciba el mercado que la compañía puede crecer, mayor será el efecto de las contracciones monetarias en la empresa. El cociente entre los activos fijos y los activos totales dan una idea del nivel de colaterales que potencialmente podrán disponer las empresas para ofrecer a otras empresas. Cuanto mayor sea este cociente, menores serán los costos de agencia.

Utilizamos (4) para modelar la dinámica de la primera diferencia de las variables *Mix*, *Fin* y θ . Estimamos dos especificaciones, una más completa incluyendo variables macroeconómicas y otra simple excluyendo dichas variables. Utilizamos un panel de efecto fijo.¹⁹

$$(4) \quad X_t(\Delta Mix, \Delta Fin, \Delta \theta_t) = \eta + \sum_{k=0}^n \delta_k X_{t-k} + \sum_{k=0}^n \phi_k M_{t-k} + \\ + \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \rho_j \Delta \pi_{t-j} + \\ + \chi AgencyVariables_t + \mu_t$$

Los paneles A, B y C del cuadro 9 muestran los resultados de la estimación de cada una de las dinámicas para empresas pequeñas y grandes.²⁰ En el Panel A del cuadro 9, estimamos la dinámica de ΔMix . Para las dos especificaciones de pequeñas empresas y para los dos choques monetarios vemos que la suma de los coeficientes monetarios es negativa y significativa. Por el contrario, para empresas grandes la suma de los coeficientes es positiva en todas las circunstancias, sean significativas o no.

En lo que respecta a las empresas pequeñas, la suma de los coeficientes indicando las contracciones monetarias relacionadas con SELIC de la especificación más simple es -0.23 (valor p 0.04) y la suma de los mismos coeficientes en el caso de la especificación más completa es -0.51 (valor p 0.6). En el caso de las empresas grandes, la suma de los coeficientes de contracciones monetarias es 0.42 (valor p 0.03) para la especificación más simple y 0.25 (valor p 0.15) para la especificación más completa.

Para las empresas pequeñas, la suma de los coeficientes indicando las contracciones monetarias relacionadas con COPOM de la especificación más simple es -0.31 (valor p 0.0) y la suma de los mismos coeficientes en el caso de la especificación más completa es -0.14 (valor p 0.03). En el caso de las empresas grandes, la suma de los coeficientes de contracciones monetarias es 0.26 (valor p 0.0) para la especificación más simple y 0.43 (valor p 0.09) para la especificación más completa.

En el Panel B del cuadro 9, estimamos la dinámica de ΔFin . Una vez más, para las dos especificaciones y para los dos choques

¹⁹ Usamos el criterio de Akaike y Shwarz para seleccionar el número de rezagos de los regresores.

²⁰ Utilizamos errores estándar robustos en nuestras regresiones para corregir la autocorrelación y la heterocedasticidad.

monetarios de pequeñas empresas vemos que la suma de los coeficientes monetarios es negativa y significativa. Por el contrario, para las empresas grandes la suma de los coeficientes es positiva en todas las circunstancias, sean significativas o no.

En el caso de las empresas pequeñas, la suma de los coeficientes indicando las contracciones monetarias relacionadas con SELIC de la especificación más simple es -0.71 (valor p 0.02) y la suma de los mismos coeficientes en el caso de la especificación más completa es -0.43 (valor p 0.08). Para las empresas grandes, la suma de los coeficientes de contracciones monetarias es 0.76 (valor p 0.45) para la especificación más simple y 0.82 (valor p 0.78) para la especificación más completa.

Para las empresas pequeñas, la suma de los coeficientes indicando las contracciones monetarias relacionadas con COPOM de la especificación más simple es -0.31 (valor p 0.0) y la suma de los mismos coeficientes en el caso de la especificación más completa es -0.81 (valor p 0.0). En el caso de las empresas grandes, la suma de los coeficientes de contracciones monetarias es 0.56 (valor p 0.0) para la especificación más simple y 0.67 (valor p 0.04) para la especificación más completa.

Se encuentran resultados similares para empresas pequeñas y grandes cuando estimamos las dinámicas de $\Delta\theta$, como muestra el Panel C del cuadro 9.

Para las empresas pequeñas, la suma de los coeficientes indicando las contracciones monetarias relacionadas con SELIC de la

CUADRO 9. DATOS DESAGREGADOS PARA EMPRESAS: ANÁLISIS DE PANEL

	<i>Pequeña</i>		<i>Grande</i>	
	<i>Versión simple</i>	<i>Versión múltiple</i>	<i>Versión simple</i>	<i>Versión múltiple</i>
Panel A. ΔMIX				
(1) Suma de los coeficientes φ_k (SELIC)	-0.23 (0.04)	-0.51 (0.06)	0.42 (0.03)	0.25 (0.15)
(1) Suma de los coeficientes φ_k (COPOM)	-0.31 (0.00)	-0.14 (0.03)	0.26 (0.0001)	0.43 (0.09)
R ² Ajustado	0.43	0.10	0.52	0.26
Prueba de normalidad	(0.00)	(0.0)	(0.05)	(0.00)
Prueba LM de correlación serial	(0.83)	(0.97)	(0.76)	(0.55)
Prueba White de heterocedasticidad	(0.83)	(0.40)	(0.99)	(0.32)
Panel B. Δ Fin				
(1) Suma de los coeficientes φ_k (SELIC)	-0.71 (0.02)	-0.43 (0.08)	0.76 (0.45)	0.82 (0.78)

CUADRO 9 (concluye)

	Pequeña		Grande	
	Versión simple	Versión múltiple	Versión simple	Versión múltiple
(1) Suma de los coeficientes φ_k (COPOM)	-0.31 (0.00)	-0.81 (0.0)	0.56 (0.00)	0.67 (0.04)
R ² Ajustado	0.211574	0.147939	0.213186	0.168535
Prueba de normalidad	0.003108	0.000000	0.000565	0.000000
Prueba LM de correlación serial	0.437975	0.771378	0.604512	0.506132
Prueba White de heterocedasticidad	0.432622	0.000000	0.989238	0.000000
Panel C. $\Delta\theta$				
(1) Suma de los coeficientes φ_k (SELIC)	-0.34 (0.09)	-0.21 (0.06)	0.44 (0.07)	0.25 (0.76)
(1) Suma de los coeficientes φ_k (COPOM)	-0.25 (0.00)	-0.14 (0.0)	0.36 (0.00)	0.16 (0.43)
R ² Ajustado	0.41	0.86	0.61	0.46
Prueba de normalidad	(0.03)	(0.02)	(0.06)	(0.08)
Prueba LM de correlación serial	(0.83)	(0.77)	(0.60)	(0.50)
Prueba White de heterocedasticidad	(0.53)	(0.00)	(0.78)	(0.04)

NOTAS: Nuestro período de muestra abarca del tercer trimestre de 1994 al cuarto trimestre de 2006. Tenemos 291 empresas no financieras en nuestra base de datos. Clasificamos estas empresas como pequeñas o grandes. Estimamos dos tipos de regresiones para cada clase de empresas. En una de ellas tenemos sólo como regresores rezagos de la variable dependiente, rezagos de una variable *dummy* indicando una contracción monetaria. En el segundo tipo de regresiones, utilizamos los mismos regresores e incluimos los siguientes regresores de tasa de crecimiento del PIB. Utilizamos efectos fijos. En Panel A mostramos los resultados de la variable dependiente ΔMIX . En el Panel B mostramos los resultados de la variable dependiente ΔFin y en la última regresión mostramos los resultados de $\Delta\theta$; ΔMIX muestra la variación en la composición del financiamiento a corto plazo de las empresas; ΔFin muestra la variación en la composición del financiamiento total a las empresas; $\Delta\theta$ muestra la variación de la proporción de la deuda total a corto plazo de las empresas y la deuda total a corto plazo de la empresa para cada categoría.

especificación más simple es -0.34 (valor p 0.09) y la suma de los mismos coeficientes en el caso de la especificación más completa es -0.21 (valor p 0.06). En el caso de empresas grandes, la suma de los coeficientes de contracciones monetarias es 0.44 (valor p 0.07) para la especificación más simple y 0.25 (valor p 0.76) para la especificación más completa.

En lo que respecta a empresas pequeñas, la suma de los

coeficientes indicando las contracciones monetarias relacionadas con COPOM de la especificación más simple es -0.25 (valor p 0.0) y la suma de los mismos coeficientes en el caso de la especificación más completa es -0.14 (valor p 0.0). En el caso de las empresas grandes, la suma de los coeficientes de contracciones monetarias es 0.36 (valor p 0.0) para la especificación más simple y 0.16 (valor p 0.43) para la especificación más completa.

Para las 3 variables cuya dinámica estudiamos: *Mix*, *Fin* y θ , los resultados obtenidos con el análisis de panel parecen indicar que las empresas pequeñas y grandes reaccionan de manera muy diferente ante contracciones monetarias. Las pequeñas empresas son más sensibles a estas contracciones y disminuyen su financiamiento por medio de créditos bancarios, distinto a lo que sucede con las empresas grandes.

También estimamos las mismas dinámicas con datos agregados y los resultados son muy parecidos a lo que muestra el cuadro 10.

CUADRO 10. DATOS AGREGADOS PARA EMPRESAS: ANÁLISIS MCO

<i>Empresas grandes de manufactura agregadas</i>	<i>Variables dependientes</i>		
	ΔMIX	ΔFin	$\Delta \theta$
SELIC	-0.03 (0.24)	0.096 (0.45)	0.15 (0.43)
COPOM	-0.021 (0.06)	0.015 (0.23)	0.15 (0.43)
<i>Empresas pequeñas de manufactura agregadas</i>			
SELIC	-0.002 (0.34)	-0.067 (0.01)	-0.007 (0.01)
COPOM	-0.002 (0.05)	-0.04 (0.01)	-0.87 (0.09)
R2 Ajustado	0.21	0.14	0.21
Prueba de normalidad	(0.03)	(0.00)	(0.50)
Prueba LM de correlación serial	(0.43)	(0.77)	(0.60)
Prueba White de heterocedasticidad	(0.73)	(0.44)	(0.89)

NOTAS: Nuestro período de muestra va del tercer trimestre de 1994 al tercer trimestre de 2005. Tenemos 291 empresas no financieras clasificadas en pequeñas y grandes. Estimamos la siguiente ecuación para cada clase de empresas:

$$X_t = \eta + \sum_{k=0}^n \delta_k X_{t-k} + \sum_{k=0}^n \phi_k M_{t-k} + \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta PIB_{t-j} + \mu_t$$

donde X es ΔMix , ΔFin ; ΔMIX muestra la variación de la composición del financiamiento a corto plazo de las empresas; ΔFin muestra la variación en la composición del financiamiento total de las empresas y $\Delta \theta$ muestra la variación de la proporción de la deuda total a corto plazo de las firmas y la deuda total a corto plazo de la firma por cada categoría.

Para las tres variables, la suma de los coeficientes de las contracciones monetarias para empresas pequeñas es negativa. Lo contrario sucede en caso de empresas grandes.

VI. CONCLUSIÓN

Los resultados encontrados en este documento indican que hay evidencias de la existencia de un canal de crédito bancario activo en la transmisión de la política monetaria brasileña en lo que se refiere a empresas y pequeños bancos.

Para los bancos, probamos la relevancia de este canal utilizando microdatos de los balances de situación mensuales de 293 bancos brasileños durante el período de julio de 1994 a diciembre de 2006. El análisis empírico se basa en un modelo de dos pasos que prueba como reaccionan las restricciones de liquidez en los balances de situación de los bancos ante choques monetarios.

En lo que se refiere a las empresas, estudiamos la relevancia de este canal utilizando microdatos de los balances de situación trimestrales de 291 empresas brasileñas de julio de 1994 a diciembre de 2006. El análisis empírico se basa en una estimación de panel de efectos fijos.

Tanto al momento de usar la tasa SELIC como el Boschen-Mills (1995) para identificar contracciones monetarias, encontramos que los bancos pequeños reducen su oferta de préstamos y que las empresas pequeñas disminuyen su financiamiento usando crédito bancario. Esto, sin embargo, no sucede en el caso de grandes bancos y grandes empresas.

La reacción de grandes bancos y grandes empresas se puede explicar con las siguientes razones. Para el caso de grandes bancos, el nivel de concentración del sector bancario facilita que encuentren buenos sustitutos para la pérdida de depósitos a la vista. En el caso de las grandes empresas, una posible explicación es que tienen más acceso al mercado de crédito externo y también un mayor acceso tanto a financiamiento de corto y largo plazo por parte del BNDES, un banco de desarrollo oficial.

Por lo tanto, nuestra evidencia empírica indica que en el agregado, el mecanismo de crédito bancario de política monetaria no es efectivo. Los grandes bancos no experimentan una disminución en su oferta de préstamos y las decisiones de financiamiento de empresas grandes tampoco se ven afectadas. Considerando la importante participación de mercado de los

grandes bancos y las grandes empresas en Brasil, estos resultados plantean una duda sobre el significado general de la teoría del crédito bancario para explicar cómo los choques monetarios afectan al sector real de la economía.

REFERENCIAS

- Bernanke, B., e I. Mihov (1998), "Measuring Monetary Policy", *Quarterly Journal of Economics*, pp. 869-902.
- Bernanke, B., y A. Blinder (1988), "Credit, Money, and Aggregate Demand", *American Economic Review* (Papers and Proceedings), vol. 78, n° 2, mayo, pp. 435-39.
- Bernanke, B., y A. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, vol. 82, pp. 901-21.
- Bernanke, B., y M. Gertler (1995), "Inside the black box: The credit channel of Monetary Policy transmission", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n° 4, pp. 27-48.
- Boschen, J. F. y L. O. Mills (1995), "The Relation Between Narrative and Money Market Indicators of Monetary Policy", *Economic Inquiry*, vol. 33, n° 1, enero, pp. 24-44.
- Gertler, Mark, y Simon Gilchrist (1993), *The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: arguments and evidence*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (Finance and Economics Discussion Series, n° 93-5).
- Graminho, F. M., y M. A. Bonomo (2002), *O canal de empréstimos bancários no Brasil: Uma evidência microeconômica*, Anais do XXX Encontro Nacional de Economia da ANPEC (CD-ROM).
- Hubbard, R. Glenn (1995), "Is There a "Credit Channel" for Monetary Policy?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 77, mayo-junio, pp. 63-74.
- Kashyap, A. K., J. C. Stein y D. Wilcox (1993), "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance", *The American Economic Review*, pp. 78-98.
- Kashyap, A. K., y J. C. Stein (1994), "Monetary Policy and bank lending", en N. G. Mankiw (ed.), *Monetary Policy*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 221-56.
- Kashyap, A. K., y J. C. Stein (1995), "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, pp.151-95.

- Kashyap, A. K., y J. C. Stein (2000), "What do a million observations on banks say about the transmission of Monetary Policy?", *American Economic Review*, vol. 90, nº 3, pp. 407-28.
- Mishkin, F. (1996), "The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy", *Banque de France Bulletin Digest*, nº 27.
- Modigliani, F., y M. Miller (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment", *American Economic Review*, vol. 48, nº 3, pp. 261-97.
- Oliner, S., y G. Rudebusch (1996), "Is there a broad credit channel for Monetary Policy?", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, nº 1, pp. 3-13.
- Romer, Christina D., y David H. Romer (1990), "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism", *Brookings Papers on Economic Activity*, nº 1, pp. 149-98.
- Takeda, T., F. Rocha y M. Nakane (2005), "The Reaction of Bank Lending to Monetary Policy in Brazil", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 59, nº 1.
- Taylor, J. (1995), "The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework", *Journal of Economic Perspectives*, pp. 11-26.
- Worms, A. (2003), "The reaction of bank lending to Monetary Policy measures in Germany", en I. Angeloni, A. Kashyap y B. Mojon (eds.), *Monetary Transmission in the Euro Area: A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 270-83.

Antoine Martin
Cyril Monnet

Marcos de implementación de la política monetaria: un análisis comparativo

I. INTRODUCCIÓN

En este documento comparamos dos marcos para la implementación de la política monetaria, utilizando un modelo con microfundamentos para el dinero. Estudiamos dos casos extremos de la implementación de la política monetaria. Uno es un sistema en el cual el banco central (BC) opera dos facilidades permanentes; una donde se encuentra listo para prestar fondos a los bancos contra garantías adecuadas y una donde acepta y remunera los depósitos. El BC no interviene de ninguna otra manera. El otro caso es un sistema en el cual el BC interactúa con los agentes en el mercado del Tesoro a través de las operaciones de mercado abierto pero no proporciona acceso a las

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo de A. Martin (Federal Reserve Bank of New York) y C. Monnet (Federal Reserve Bank of Philadelphia), publicado con el título Monetary Policy Implementation Frameworks: A Comparative Analysis, Federal Reserve Bank of New York, enero de 2008 (Staff Report, nº 313). Los autores agradecen los comentarios de Aleks Berentsen. Las opiniones expresadas en este documento corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco de la Reserva Federal de Filadelfia, del Banco de la Reserva Federal de Nueva York, o del Sistema de la Reserva Federal. Correspondencia: (antoine.martin@ny.frb.org y cyril.monnet@phil.frb.org).

facilidades permanentes. Pensamos que este enfoque es útil, pues claramente aísla los costos y beneficios de estos dos escenarios extremos. También sugiere maneras a través de las cuales estos sistemas pueden combinarse en formas útiles.

En la práctica, los BC a menudo adoptan una mezcla de estos dos enfoques pero con énfasis diferentes. Algunos sistemas se basan principalmente en el uso de facilidades permanentes mientras que otros sistemas dependen de operaciones de mercado abierto para implementar su política monetaria pero no proveen facilidades permanentes.¹ Aunque la ventanilla de descuento es una fuente de crédito para los bancos, no se considera una fuente regular de financiamiento. Al otro extremo del espectro se encuentran los BC que operan “bandas estrechas”, tales como el *Bank of Canada* (banco central de Canadá) o el *Reserve Bank of Australia* (banco central de Australia). En dichos sistemas, las facilidades de crédito y de depósito administradas por el BC desempeñan un papel superior. Nuestro objetivo es proporcionar un marco que clarificará algunos de los costos de bienestar y beneficios de los diferentes enfoques. También estamos interesados en la implementación de la política monetaria porque la Reserva Federal recientemente ha recibido autorización para pagar intereses sobre las reservas. Esta autorización entrará en vigencia en el 2011 y le dará a la Reserva Federal la posibilidad de modificar la manera en que implementa la política monetaria en formas importantes. Nuestro objetivo es comprender mejor los beneficios potenciales y costos de los diferentes sistemas.

Fundamentamos nuestro análisis en una variante del modelo de Berentsen y Monnet (2007), de ahora en adelante BM. Estos autores presentan un modelo de equilibrio general para estudiar la implementación de la política monetaria utilizando solo facilidades permanentes (un sistema de bandas puro), que es manejable y proporciona un fundamento para el uso de las reservas de los BC. La modelación de las razones por las cuales los agentes (o bancos) mantienen reservas es particularmente importante porque el marco de implementación de la política monetaria modifica los incentivos para mantener las reservas. Nos desviamos del supuesto de BM de que los agentes prendan bienes

¹ Se podría anotar, sin embargo, que en diciembre del 2007, la Reserva Federal empezó a proporcionar reservas a través de una facilidad de subastas a plazo para aliviar un poco el estrés en los mercados financieros. Todavía no es claro si esta facilidad se convertirá en un instrumento regular. Más detalles se encuentran disponibles en: (<http://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/taf.htm>).

como garantías. Más bien, introducimos los títulos del Tesoro, o bonos del gobierno, como garantías elegibles. Existe un mercado del Tesoro durante el cual los agentes pueden intercambiar reservas por títulos entre sí y con el BC.² Este mercado permite a los agentes ajustar sus tenencias de reservas después de que ellos observan una señal acerca de si probablemente necesitarán reservas. Como BM, consideramos a los sistemas de implementación de la política monetaria con un período diario de mantenimiento de las reservas, donde el nivel de las reservas requeridas es normalizado a cero.

Nuestro análisis produce dos resultados principales: primero, un sistema de bandas puro no puede alcanzar una tasa de crecimiento de la oferta de reservas muy baja. Segundo, para la tasa de crecimiento de la oferta de reservas que puede ser alcanzada por ambos sistemas, el sistema de bandas proporciona un bienestar más alto. Utilizando una aplicación de parámetros simple del modelo, encontramos que implementando un objetivo de inflación del 2% con un sistema de bandas induce una ganancia de bienestar de alrededor del 1% en relación con su implementación incluyendo solo operaciones de mercado abierto. Este resultado surge del hecho de que un BC que paga intereses sobre las reservas reduce la distorsión asociada con el mantenimiento de dichas reservas para cualquier tasa de inflación. El primer resultado se origina porque el BC no tiene la autoridad para gravar a los agentes para remover las reservas de la economía. Solamente el gobierno tiene el poder para imponer impuestos a los agentes para financiar su deuda. Sin embargo, el BC puede requerir que las operaciones de mercado abierto sean dirigidas usando la deuda del gobierno (títulos del Tesoro). Mediante la compra de varios de ellos, el BC puede entonces influir en el monto de las reservas que es extraído de la economía a través de la tributación. Por lo tanto, el BC puede sustraer reservas de la economía, pero solo indirectamente. Un BC que utiliza un sistema de bandas puro puede reducir la oferta de reservas cobrando una tasa de interés alta por las reservas que presta. No obstante, como la tasa de inflación se vuelve lo suficientemente baja, el costo de oportunidad de las reservas disminuye y los agentes prefieren mantener reservas en lugar de usar la facilidad de endeudamiento del BC. Este efecto impone un límite inferior sobre la tasa de crecimiento de la oferta de reservas, la cual es necesariamente más alta que la regla de Friedman.

² Observe que la oferta monetaria, en nuestro modelo, está compuesta solo de reservas del BC.

La literatura reciente sobre la implementación de la política monetaria, así como también la literatura sobre el problema del manejo de las reservas bancarias iniciada por Poole (1968), se circunscribe principalmente a analizar el tema de la implementación dentro de un marco determinado, y no contrasta el desempeño de los sistemas diferentes en términos del bienestar. Por ejemplo, la literatura se ha preocupado del comportamiento de las tasas de los fondos de inversión de la Reserva Federal (ver por ejemplo Hamilton, 1996, Furfine, 1999), o de la reducción de la volatilidad de las tasas del mercado interbancario (Whitesell, 2006a,b, y Holthausen, Monnet y Wurtz, 2007). Woodford (2000) argumenta que el BC puede implementar la política monetaria aún si no tiene control de la oferta monetaria. Goodfriend (2002) propone un marco monetario de implementación donde el BC paga intereses sobre las reservas a una tasa de política y expande la oferta de reservas considerablemente. Ennis y Weinberg (2007) también consideran los beneficios de pagar intereses sobre las reservas y el impacto que tiene en el crédito intradía en un modelo simple.

El resto del análisis procede de la siguiente manera. En la sección II describimos el modelo. En la sección III estudiamos un marco de implementación que se basa en operaciones de mercado abierto. En la sección IV estudiamos un marco de implementación que se fundamenta en una banda. La sección V compara los dos marcos y la sección VI expone nuestros resultados y concluye.

II. EL AMBIENTE

Existe un continuo $[0,1]$ de agentes que viven infinitamente, un banco central (BC) y un gobierno. El tiempo es discreto y en cada período se abren de manera secuencial tres mercados perfectamente competitivos. Estos mercados, denominados el mercado del Tesoro, el mercado de bienes, y el mercado de liquidación, se describen más abajo. El factor de descuento es β .

El gobierno emite títulos del Tesoro y paga a los tenedores un rendimiento unitario (nominal) \tilde{R} . Suponemos que el acervo constante de títulos está fijo en \bar{B} .³ También, suponemos

³ Los resultados no se modificarían al suponer que los títulos del Tesoro están creciendo a una tasa constante, como en un estado estacionario, los precios se ajustarían de manera que el acervo real de títulos es constante.

que los títulos del Tesoro son desmaterializados en el BC de manera que son ilíquidos.⁴

En el mercado del Tesoro, los agentes pueden intercambiar títulos (Tesoro) entre sí y con el BC, si es activo, pero no pueden producir o consumir. Como en BM, los agentes reciben señales ruidosas al inicio del mercado del Tesoro acerca de la preferencia idiosincrática y los choques de tecnología que determinan si ellos consumen o producen en el mercado de bienes. Con la probabilidad ρ^k , un agente recibe la información de que será un vendedor con probabilidad $n^k, k = H, L$, donde $\varepsilon \equiv n^H - n^L \in [0, 1]$. Suponemos que $n = \sum_{k=H,L} \rho^k n^k$ de manera que no existe incertidumbre agregada. Este enfoque de modelación captura la idea de que, cuando el mercado del Tesoro es abierto, los agentes reciben información acerca de sus tenencias de dinero al final del día. Algunos agentes creen que probablemente tendrán un exceso de efectivo al final del día, y otros que probablemente estarán cortos de efectivo. La diferencia en la liquidez esperada necesita generar un incentivo para intercambiar en el mercado del Tesoro.

Tres casos pueden distinguirse: Si $\varepsilon = 0$, la señal no contiene información y los agentes no tienen incentivo para intercambiar los títulos del Tesoro.⁵ Si $\varepsilon = 1$, no existe incertidumbre acerca del choque de liquidez en el mercado de bienes. Los portafolios se ajustan completa y perfectamente en el mercado del Tesoro. Finalmente, si $\varepsilon \in (0, 1)$, la señal contiene alguna información acerca del futuro choque de liquidez, pero la información no es perfecta. Como un resultado, los agentes usan el mercado del Tesoro para ajustar sus portafolios pero solo de manera imperfecta. En particular, algunos agentes que obtienen la información de que serán vendedores con alta probabilidad, y pueden comprar títulos del Tesoro, se convertirán en compradores en el mercado de bienes.

En el mercado de bienes, los agentes producen o consumen un bien perecedero pero no pueden intercambiar títulos con el BC o entre sí. Con probabilidad $1 - n$ un agente puede consumir pero no puede producir en el mercado de bienes. Nos referimos a estos agentes como consumidores y asociamos este tipo con

⁴ Ver Kocherlakota (2003) o Shi (2005) para una razón del por qué los títulos deben o pueden ser ilíquidos, respectivamente.

⁵ Aquí ya tomamos en cuenta el hecho de que en el equilibrio todos los agentes dejan la etapa de liquidación con los mismos montos de reservas y bonos [ver sección III, inciso (2)]. Consecuentemente, todos los agentes son idénticos al inicio del mercado del Tesoro en equilibrio y permanecen idénticos si $\varepsilon = 0$.

bancos que tienen una alta necesidad de reservas (o un choque negativo de liquidez). Con probabilidad n , un agente puede producir pero no puede consumir. Estos son productores y asociamos este tipo con bancos que tienen una baja necesidad de reservas (o un choque positivo de liquidez). Los agentes obtienen utilidad $u(q)$ del consumo de q unidades de bienes en el segundo mercado. Suponemos que $u'(q) > 0$, $u''(q) < 0$, $u'(0) = +\infty$ y $u'(\infty) = 0$. Los productores incurren en un costo de utilidad $c(q) = q$ por producir q unidades de producto. La primera mejor asignación en el mercado de bienes se denotará q^* y satisface $u'(q^*) = 1$. Todos los intercambios son anónimos y el historial de intercambio de los agentes es información privada. Dado que los productores requieren compensación inmediata por su esfuerzo de producción, las reservas son esenciales para el intercambio.⁶ En este mercado, si el BC opera las facilidades permanentes, los agentes pueden acceder a una facilidad de financiamiento y a una facilidad de depósito proporcionadas por el BC después de que observan su choque idiosincrásico. El BC opera las facilidades permanentes a un costo cero y ofrece préstamos nominales a una tasa de interés i_l y promete pagar una tasa de interés i_d sobre los depósitos nominales con $i_l \geq i_d$. Esta condición elimina la posibilidad de arbitraje donde los agentes piden prestado y subsecuentemente hacen un depósito a un interés $i_d > i_l$, incrementando así sus tenencias de reservas a ningún costo. Restringimos los contratos financieros a contratos *overnight*. Un agente que pide prestado l unidades de reservas del BC, paga $(1+i_l)l$ unidades de reservas en la etapa de liquidación. De igual manera, un agente que deposita d unidades de reservas en el BC recibe $(1+i_d)d$ unidades de reservas en la etapa de liquidación. Suponemos que todos los préstamos deben ser asegurados con títulos del Tesoro.

En la etapa de liquidación, todos los agentes pueden producir y consumir un bien general, liquidar sus demandas con el BC, e intercambiar títulos entre sí o con el BC. En la etapa de liquidación, todos los agentes y el BC pueden comprar títulos del gobierno. Los bienes generales son producidos solamente a partir de los insumos del trabajo de acuerdo con una tecnología de producción de rendimientos constantes a escala donde una unidad del bien de consumo es producida con una unidad de trabajo generando una unidad de desutilidad. Así, la producción de h unidades de bienes generales, implica desutilidad

⁶ Por esencial queremos decir que el uso de las reservas expande el conjunto de asignaciones (Kocherlakota, 1998, y Wallace, 2001).

$-h$, mientras que el consumo de h unidades da una utilidad h .⁷ El gobierno grava un impuesto de suma fija (nominal) durante la etapa de liquidación para financiar el pago de intereses sobre sus deudas. Finalmente, el BC no tiene la autoridad para gravar a los agentes pero puede realizar transferencias de suma fija de reservas a los agentes durante la etapa de liquidación. Denotamos estas transferencias (nominales) como $\pi \geq 0$.

En lo que sigue, suponemos que el BC solo opera un subconjunto de sus instrumentos de implementación de política monetaria. En la próxima sección, estudiamos el caso donde el BC es activo solamente en el intercambio de títulos y cierra el acceso a las facilidades permanentes. Luego, estudiamos el otro extremo, donde el BC es inactivo en el mercado del Tesoro, pero proporciona acceso a las facilidades permanentes.

III. UN MODELO DE OPERACIONES DE MERCADO ABIERTO

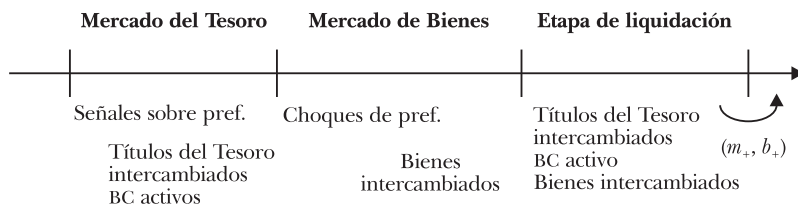
En esta sección estudiamos nuestra economía cuando el BC se involucra en operaciones de mercado abierto. Dado que los agentes están sujetos a choques de intercambio, existe una ineficiencia *ex post* con una señal imperfecta en la que algunos agentes con una necesidad baja de reservas mantienen saldos ociosos mientras algunos con necesidad alta por reservas son restringidos.⁸ Para reducir o eliminar esta ineficiencia el BC puede involucrarse en acuerdos de recompra para los títulos del Tesoro en el mercado del Tesoro después de que la señal ha sido observada.⁹ Dado que el BC puede imprimir reservas sin costo alguno, no se enfrenta a una restricción presupuestaria cuando adquiere títulos. Sin embargo, no puede vender más títulos de los que adquirió en la etapa de liquidación previa. Suponemos que el BC no opera facilidades permanentes y la línea de tiempo es por lo tanto como se aprecia en la gráfica I.

⁷ Las preferencias lineales en el mercado 1, primero introducidas por Lagos y Wright (2005) para obtener una distribución degenerada de tenencias de reservas al inicio de un período, nos permite interpretar las transacciones que tienen lugar en el primer mercado como transacciones de liquidación, como en Koepl, Monnet y Temzelides (próximo a publicarse).

⁸ Modelos con esta propiedad incluyen a Bewley (1980), Green y Zhou (2005), y Berentsen, Camera y Waller (2004).

⁹ Un acuerdo de recompra, o repo, es la venta de un título y una promesa simultánea de comprar el título de vuelta a un precio determinado en una fecha posterior. En nuestro modelo, los agentes venden títulos al BC o a otros agentes en el mercado del Tesoro y, en equilibrio, los compran de vuelta en la etapa de liquidación.

GRÁFICA I. LÍNEA DE TIEMPO CON SÓLO OPERACIONES DE MERCADO ABIERTO



Utilizamos B y b para denotar el acervo de títulos del Tesoro mantenidos por el BC y por los agentes (el sector privado), respectivamente, al inicio del mercado de títulos de modo que $\bar{B} \equiv B + b$. Durante el mercado del Tesoro, el BC puede vender $\Sigma_T \in [-b, B]$ títulos por efectivo al sector privado (donde la convención usual aplica que una venta negativa corresponde a una compra). El acervo de títulos en manos del público se transforma en $b_T \equiv b + \Sigma_T$, mientras que el acervo de títulos que mantiene el BC se convierte en $B_T = \bar{B} - b_T$. En la etapa de liquidación, el BC puede vender $\Sigma_S \in [-b_T, B - \Sigma_T]$ títulos al sector privado al precio de mercado v^S . El acervo de reservas en poder del público al final de la etapa de liquidación se convierte así en $b_+ \equiv b_T + \Sigma_S$. El acervo de títulos que mantiene el BC al final de la etapa de liquidación es $B_+ \equiv \bar{B} - b_+$.

Sea m la tenencia de reservas de un agente al inicio del mercado del Tesoro. Mostraremos que los agentes escogen las mismas tenencias de reservas y títulos en la etapa de liquidación de modo que m y b son idénticos para todos los agentes. Sea M el acervo de reservas al inicio del mercado del Tesoro. El acervo de reservas disminuye si el BC vende títulos Σ_T a un precio τ^T , de modo que después del mercado del Tesoro el acervo de reservas está dado por:

$$M_T = M - \tau^T \Sigma_T$$

La expresión para el acervo de reservas al final de la etapa de liquidación, denotada por M_+ , depende de la coordinación de los pagos del gobierno sobre los títulos. Dado que estudiamos el equilibrio estacionario, es útil pensar en la tasa de interés *nominal* sobre el título R siendo igual a $\tau^S R$, donde R es una constante.¹⁰ Adoptamos la convención de que el gobierno realiza el

¹⁰ Existe un equilibrio estacionario solamente si el rendimiento real sobre los títulos $\phi \tilde{R}$ es constante. En tanto se aclara, en un equilibrio estacionario $\phi \tau^S$ es una constante. Por lo tanto, el rendimiento real sobre los títulos $\phi \tau^S R = \phi \tilde{R}$ también será una constante.

pago sobre los títulos antes de que el BC compre los títulos de modo que:¹¹

$$M_+ = M_T \tau^S \sum_s - \tau^S R(B - \sum_T) + \pi,$$

donde π denota las transferencias de suma fija de reservas realizadas por el BC a los agentes. Observe que no solo los intereses pagados sobre las tenencias de títulos del BC disminuyen el acervo de reservas en la economía, dado que los pagos de intereses son financiados a través de la tributación de suma fija sobre los agentes privados. Por lo tanto, la evolución de la oferta de reservas está dada por:

$$(1) \quad M_+ = M - \tau^T \sum_T - \tau^S \sum_s \tau^S R(B - \sum_T) + \pi$$

Asumimos que el BC no puede forzar a la gente a comprar los títulos que está tratando de vender a un determinado precio. En lugar de ello, determina el monto de títulos que desea comprar o vender, tomando en cuenta la programación de la demanda para los precios τ^T y τ^S .

1. La resolución del modelo

Resolvemos el equilibrio hacia atrás, primero considerando la etapa de liquidación, después el mercado de bienes intercambia y finalmente el mercado de repos del Tesoro. En el período t , sea $\phi \equiv 1/P$ el precio real de las reservas en la etapa de liquidación. Nos centramos en el equilibrio simétrico y estacionario donde los agentes siguen estrategias idénticas y donde las asignaciones reales son constantes en el tiempo. En un equilibrio estacionario de fin de período, los saldos de reservas reales no varían en el tiempo:

$$(2) \quad \phi M = \phi_+ M_+$$

Definamos $\gamma \equiv M_+ / M = \phi / \phi_+$. Restringimos nuestra atención al equilibrio estacionario donde γ no varía en el tiempo.

Durante el mercado del Tesoro, los agentes reasignan sus portafolios basados en la información que tienen acerca de su

¹¹ En lugar de ello, si el pago ocurre después de la venta de los títulos mantenidos por el BC, entonces:

$$M_+ = M_T - \tau^S \sum_s \tau^S R B_+ + \pi$$

Por supuesto, cuando el pago está efectuado, también va a afectar el precio τ^S al cual los títulos son vendidos, así esperamos que la oferta de reservas, M_+ , sea independiente de la coordinación de los pagos.

tipo en el mercado de bienes. Sea m^k y b^k las tenencias de reservas y títulos al inicio del mercado de bienes de un agente quien recibió la señal $k \in \{H, L\}$ en el mercado del Tesoro.

Sea $V(m, b)$ el valor esperado de ingresar en la etapa de liquidación con m unidades de reservas y b títulos. Sea $Z(m, b)$ el valor esperado de ingresar al mercado del Tesoro con m unidades de reservas y b títulos. Por simplicidad en la notación, suprimimos la dependencia de la función de valor sobre el índice de tiempo t y consideramos un período representativo t .

2. La etapa de liquidación

En la etapa de liquidación, el problema de un agente con portafolio (m, b) es:

$$V(m, b) = \max_{h, m_+, b_+} -h + \beta Z(m_+, b_+)$$

sujeto a:

$$\phi m_+ + \phi \tau^S b_+ = h + \phi(m - Tax) + \phi \tau^S(1 + R)b + \phi \pi.$$

donde h representa las horas trabajadas en la etapa de liquidación. Usando la restricción presupuestaria para eliminar h en la función objetivo, uno obtiene las condiciones de primer orden:

$$(3) \quad \beta Z_{m_+} = \phi$$

$$(4) \quad \beta Z_{b_+} \leq \phi \tau^S (= \text{sí } b_+ > 0),$$

donde $Z_{m_+} \equiv \frac{\partial Z(m_+, b_+)}{\partial m_+}$ y $Z_{b_+} \equiv \frac{\partial Z(m_+, b_+)}{\partial b_+}$ son el valor marginal

de tomar una unidad adicional de reservas, y títulos, dentro del mercado del Tesoro, respectivamente. Dado que la desutilidad marginal de trabajar es 1, $-\phi$ es el costo de utilidad de adquirir una unidad de reservas en la etapa de liquidación y $-\phi \tau^S$ es el costo de utilidad de adquirir una unidad de garantías en el mercado de liquidación. La implicación de (3) y (4) es que todos los agentes ingresan al siguiente período con el mismo monto de reservas y la misma cantidad de garantías (que puede ser cero). Las condiciones de envoltente son:

$$(5) \quad V_m = \phi \text{ y } V_b = \phi \tau^S(1 + R),$$

donde V_j es la derivada parcial de $V(m, b)$ con relación a $j=m, b$.

3. El mercado de bienes

Después del mercado del Tesoro, los agentes reciben choques idiosincrásicos que determinan si tienen una necesidad alta o baja de reservas (si son consumidores o productores) en tanto ingresan al mercado de bienes. Un agente que recibe la señal $k \in \{H, L\}$ tiene una necesidad alta por reservas con probabilidad $1 - n^k$ y una necesidad baja por reservas con probabilidad n^k . El pago esperado de un agente con señal k y portafolio m_k, b_k es:

$$W^k(m_k, b_k) = (1 - n^k)W^c(m_k, b_k) + n^k W^p(m_k, b_k)$$

Sean q_k y q_k^p las cantidades consumidas y producidas en el mercado de bienes por los agentes que reciben la señal k , respectivamente.

Un agente con una baja necesidad de reservas resuelve el siguiente problema:

$$W^p(m_k, b_k) = \max_{q_k^p} [-q_k^p + V(m_k + pq_k^p, b_k)]$$

Usando (5), la condición de primer orden se reduce a:

$$(6) \quad p\phi = 1$$

Los valores marginales de las reservas y títulos para un agente con una baja necesidad de reservas en el mercado de bienes son, respectivamente,

$$(7) \quad W_m^p = V_m = \phi \text{ y } W_b^p = V_b = \phi\tau^S(1 + R)$$

Un agente con una baja necesidad de reservas solo será capaz de usar sus reservas en la etapa de liquidación, por lo tanto el valor de las reservas en el mercado de bienes es el mismo que en la etapa de liquidación. Esto también es cierto para el valor marginal de los títulos.

Un agente con una alta necesidad de reservas resuelve el siguiente problema:

$$\begin{aligned} W^c(m_k, b_k) &= \max_{q_k} u(q_k) + V(m_k - pq_k, b_k) \\ \text{s.a.} \quad & pq_k \leq m_k \end{aligned}$$

Sea $\phi\lambda_m$ el multiplicador de la restricción presupuestaria de este tipo. Usando (5) y (6), las condiciones de primer orden pueden ser escritas como:

$$(8) \quad u'(q_k) = 1 + \lambda_m$$

Si la restricción presupuestaria es vinculante, entonces $u'(q_k) > 1$ significa que las negociaciones son ineficientes. De otra manera, los intercambios son eficientes.

Usando el teorema de la envoltente y (8), el valor marginal de las reservas para el tipo con una alta necesidad en el mercado de bienes es:

$$(9) \quad W_m^c = \frac{1}{p} u'(q_k) = \phi u'(q_k)$$

El valor marginal de las reservas tiene una interpretación directa. Un consumidor con una unidad adicional de reservas adquiere $1/p$ unidades de bienes conduciendo a una utilidad adicional de $u'(q_k)/p$. El valor de llevar un título adicional es sin embargo el mismo que el valor de este título en la siguiente etapa de liquidación, debido a que los títulos son ilíquidos:

$$(10) \quad W_b^c = \phi \tau^S (1 + R)$$

Combinando (7) y (9), el valor marginal de las reservas en el mercado de bienes para un agente con señal k es:

$$W_m^k = (1 - n^k) \phi u'(q_k) + n^k \phi$$

Mientras que combinando (7) y (10) obtenemos el valor marginal de los títulos:

$$W_b^k = \phi \tau^S (1 + R)$$

4. El mercado del Tesoro

Un agente que ingresa al período con portafolio (m, b) recibe una señal en relación con sus choques de preferencia en el mercado de bienes y entonces va al mercado del Tesoro. El precio de mercado que aclara el mercado se denota como τ^T . La utilidad esperada durante la vida de un agente hasta que ingresa al mercado del Tesoro puede ser escrita como:

$$Z(m, b) = \sum_{k=L, H} \rho^k W^k (m + \tau^T \sigma_k, b - \sigma_k),$$

donde σ_k , la cantidad de títulos del Tesoro comprados o vendidos en el mercado, es escogida de manera óptima como se indica a continuación. Los agentes con señal k resuelven:

$$\begin{aligned} & \max_{\sigma_k} W^k(m + \tau^T \sigma_k, b - \sigma_k) \\ & \text{s.a. } -\frac{m}{\tau^T} \leq \sigma_k \leq b \end{aligned}$$

Denotamos el multiplicador de Lagrange para la primera restricción como λ_m^k y la segunda restricción como λ_b^k . La condición de primer orden para este problema es:

$$(11) \quad \tau^T W_m^k - W_b^k + \lambda_m^k - \lambda_b^k = 0, \quad k = H, L$$

Dado que $u'(0) = +\infty$, ningún agente dejará el mercado del Tesoro sin reservas, a menos que la señal que reciban sea perfectamente informativa. En realidad, no existen otras oportunidades para obtener reservas en el mercado de bienes en este sistema, en contraste con el sistema de bandas donde el BC siempre se encuentra listo para prestar efectivo contra garantías propias.¹² Por lo tanto, $\lambda_m^k = 0$ para todos los k , a menos que $\varepsilon = 1$. Aquí, presentamos el caso cuando $\varepsilon < 1$. Dado $\lambda_m^k = 0$, podemos usar (11) para encontrar una expresión para el valor marginal de los títulos cuando se ingresa al mercado del Tesoro:

$$(12) \quad Z_b(m, b) = \sum_{k=L,H} \rho^k (W_b^k + \lambda_b^k) = \tau^T \sum_{k=L,H} \rho^k W_m^k$$

Una unidad adicional de títulos en el mercado del Tesoro permite a los agentes adquirir reservas adicionales a un precio τ^T . También, dado que $\lambda_m^k = 0$ el valor marginal de las reservas cuando se ingresa al mercado del Tesoro es:

$$(13) \quad Z_m(m, b) = \sum_{k=L,H} \rho^k W_m^k = \sigma \sum_{k=L,H} \rho^k [(1 - n^k)u'(q_k) + n^k]$$

La compensación del mercado requiere que:

$$(14) \quad \sum_{k=L,H} \rho^k \sigma_k + \sum_{\tau} = 0$$

Dado que la ecuación (3) puede ser reescrita como $Z_m = \phi_{-1} / \beta$ y $\gamma = \phi_{-1} / \phi$ en un equilibrio estacionario, obtenemos:

$$(15) \quad \frac{\gamma}{\beta} \sum_{k=L,H} \rho^k [(1 - n^k)u'(q_k) + n^k]$$

¹² La introducción de una ventanilla de descuento complicaría el análisis sin cambiar nuestros resultados. BM estudian el caso donde el BC ofrece una facilidad de préstamo en el mercado de bienes en un entorno relacionado.

La ecuación (4) es equivalente a $Z_b \leq \phi_{-1}\tau_{-1}^S / \beta$, con igualdad solo si $b > 0$. Dado que consideramos una economía estacionaria con un acervo fijo de títulos (en términos reales), debe darse que $\phi\tau^S = \phi_{-1}\tau_{-1}^S$. Reemplazando (12) en (13) y usando la ecuación (15), así como $\tau^T\phi\gamma / \beta \leq \phi_{-1}\tau_{-1}^S / \beta$ y $\phi_{-1}\tau_{-1}^S = \phi\tau^S$, obtenemos la siguiente condición del precio de los títulos:

$$(16) \quad \frac{\tau^S}{\tau^T} \geq \gamma, \quad = \text{si } b > 0$$

La intuición para esta desigualdad proviene de considerar la elección de un agente en la etapa de liquidación. Este agente puede trabajar para adquirir ya sea reservas o títulos del Tesoro. Para una unidad de trabajo, el agente puede obtener $1/\phi$ unidades de reservas, con un rendimiento $\phi_+/\phi = 1/\gamma$ en la siguiente etapa de liquidación, o $1/\phi\tau^S$ títulos, los cuales pueden ser vendidos para $\phi_+\tau_+^T / \phi\tau^S$ en reservas reales en la siguiente etapa de liquidación. Dado que $\phi\tau^T = \phi_+\tau_+^T$, el valor real de la última transacción es τ^T / τ^S . Esto define la tasa de interés *real* de los títulos entre el mercado del Tesoro y la etapa de liquidación, $1+r \equiv \tau^T / \tau^S$. Un agente no adquiere reservas a menos que $\tau^T / \tau^S \leq 1/\gamma$, y es indiferente entre efectivo y títulos si $\tau^S / \tau^T = \gamma$.¹³

5. El equilibrio estacionario simétrico

En esta sección definimos un equilibrio estacionario simétrico y establecemos algunos resultados.

Definición 1: Dada la política del BC (π, B, Σ_T) , un equilibrio estacionario simétrico es una lista $(\gamma, q^k, z_{\sigma_k}, z_m, z_b)$ para $k = H, L$, que satisficé, la ecuación (15):

$$(17) \quad 0 = (\tau^T W_m^k - W_b^k)(z_{\sigma_k} - z_b), \quad k = H, L$$

$$(18) \quad q^k = z_m + \frac{z_{\sigma_k}}{\gamma}, \quad k = H, L$$

$$(19) \quad z_{\Sigma_T} = \sum_{k=L,H} \rho^k (z_m - q^k) \gamma$$

$$(20) \quad z_m = \frac{1}{(1-\gamma)} \left[\left(\frac{1}{\gamma} - R - 1 \right) z_{\Sigma_T} + R z_B - z_\pi \right]$$

¹³ Esta expresión es una versión de la ecuación de Fischer, puesto que al establecer $\gamma = 1 + \text{inflación}$, tenemos $(1+r)(1 + \text{inflación}) = 1$.

y $z_b = z_{\bar{B}} - z_B$ con $z_b \geq 0, z_m \geq 0, \gamma \geq \beta$ y donde los precios de los títulos están determinados por (16).

La ecuación (17) sigue de (11). Las ecuaciones (18) a (20) se derivan en el apéndice. Observe que mientras el cociente τ^S / τ^T sólo parecería importar para la asignación real, de hecho el nivel de los precios de los títulos nos importa. En realidad, dados $b = \bar{B} - B$ y los valores para z_m y z_b , podemos resolver para τ^S .

Lema 2: Suponga que $\beta(1+R) < 1$, entonces cualquier equilibrio tiene $z_{\sigma_L} = z_b$.

Todas las pruebas se encuentran en el apéndice. El lema establece que si el rendimiento sobre los títulos es menor que la tasa de descuento, los agentes que tienen una alta necesidad de reservas venden todos los títulos que llevan desde la etapa de liquidación en el mercado del Tesoro. Dependiendo de los valores del parámetro, los agentes que tienen una baja necesidad de reservas pueden o no vender todos los títulos que mantienen. Si la señal es perfecta, $\varepsilon = 1$, entonces los agentes que reciben una señal alta conocen con certidumbre que no necesitarán reservas. En este caso, los agentes que reciben una señal alta mantienen reservas no por precaución y adquieren títulos. Si la señal es lo suficientemente precisa, $\varepsilon < 1$ pero grande, entonces los agentes con una señal alta pueden preferir mantener algunas reservas pero también mantener algunos títulos. En este caso $z_{\sigma_H} < z_b$. Finalmente, si la señal es lo suficiente imprecisa, $\varepsilon < 1$ y pequeña, mostramos a continuación que los agentes con una alta señal escogerán mantener grandes cantidades de reservas por precaución y ningún título. En este caso $z_{\sigma_H} = z_b$.

En este estudio, nos centramos en el caso donde la señal es imprecisa. Esto parece natural en tanto existiría una considerable incertidumbre acerca de la necesidad de reservas en el mercado interbancario.¹⁴ Además, los BC típicamente proporcionan grandes cantidades de reservas intradía de modo que la mayoría de los bancos mantienen considerablemente más reservas intradía que *overnight*. Mientras nuestro modelo no distingue explícitamente entre intradía y *overnight*, un equilibrio donde $z_{\sigma_L} = z_{\sigma_H} = z_b$ es consistente con la idea de que los agentes de

¹⁴ Por ejemplo, Zhou (2000) establece que “En general, un banco tiene poco control sobre la llegada de las peticiones de pagos salientes de sus clientes, si son peticiones urgentes (sensibles al tiempo), y el flujo de sus transferencias de fondos entrantes (que dependen de las decisiones de coordinación de otros bancos sobre la iniciación de los pagos)”.

cualquier tipo requieren grandes montos de reservas y tratan de obtener tantas reservas como puedan del BC. En el apéndice, derivamos las condiciones de equilibrio para el caso donde $z_{\sigma_H} < z_b$.

Proposición 3: Supongamos que $\beta(1+R) < 1$ y $R_{z_B, z_{\Sigma_T}} \geq (1-\beta)q^*$. Sea $\varepsilon < \varepsilon_1$ definido en la prueba, entonces existe un único equilibrio estacionario simétrico donde $z_{\sigma_L} = z_{\sigma_H} = z_b$, para cualquier política del BC (z_β, z_{Σ_T}) tal que $z_B - z_{\Sigma_T} = z_B$.

Observe que en este equilibrio, el BC mantiene todos los títulos del Tesoro cuando ingresa a la etapa de liquidación. También, sin cualquier tipo de transferencia en efectivo de suma fija desde el BC, no existe inflación cuando la política monetaria es implementada solo a través de operaciones de mercado abierto. En efecto, con $\pi = 0$, obtenemos a partir de las ecuaciones de equilibrio (18) – (20) que $q(1-\gamma) = R_{z_B}$. Por lo tanto, con $q > 0$ y $R_{z_B} \geq 0$, debe ser el caso de que $\gamma \leq 1$. Esto es contrario al sistema de bandas estudiado en BM (2006), así como al sistema de bandas que estudiaremos a continuación, donde algunos equilibrios son inflacionarios, aún sin transferencias de suma fija.

También se puede verificar que existe un equilibrio en el cual las reservas dominan los títulos en la tasa de rendimiento. Estableciendo $z_b = 0$ y $\gamma < \tau^S / \tau^T$ (por decir, $\tau^T = 0$) en la prueba de la proposición citada anteriormente y estableciendo $z_{\Sigma_T} = 0$, a fin de que los títulos sean todos mantenidos por el BC, es un equilibrio. Debido a que los títulos ofrecen una menor tasa de rendimiento en relación con las reservas y son menos líquidas, no es sorprendente que los agentes prefieran mantener solo reservas y el BC todos los títulos.

Finalmente, existe también un equilibrio donde las reservas no son mantenidas entre períodos (esto también será el caso en el sistema de bandas). En ese equilibrio, los agentes mantienen bonos entre períodos y obtienen efectivo del BC en el mercado del Tesoro. El efectivo puede usarse para comprar bienes en el mercado de bienes y los agentes venden todo su efectivo al BC en la etapa de liquidación. No estudiamos más este tipo de equilibrio.

6. El bienestar con operaciones de mercado abierto

Dada una asignación real q y z_b , mostramos en el apéndice que el bienestar está dado por:

$$(1-\beta)W = (1-n)[u(q) - q]$$

El problema del BC es escoger z_B y z_{z_T} tal que maximice la función de bienestar. Dadas las ecuaciones de equilibrio que definen q , el problema del BC es:

$$\max_{z_\pi, z_B, z_N \in (0, z_T)} u(q) - q$$

Sujeto a:

$$q(-\gamma) = Rz_B - z_\pi$$

$$(1-n)u'(q) + n = \frac{\gamma}{\beta}$$

Proposición 4: Supongamos que $\beta(1+R) < 1$, entonces la asignación eficiente q^* es alcanzable usando un sistema de operaciones de mercado abierto.

Prueba. Estableciendo $z_\pi = 0$ y z_B , tal que $q^*(1-\beta) = R_{z_B}$, claramente alcanza la primera mejor asignación.

La primera mejor asignación puede alcanzarse si el BC mantiene todos los títulos entre períodos. Esto es necesario porque la tenencia de títulos es costosa para los agentes en tanto $\beta(1+R) < 1$. Además, la tenencia de títulos permite al BC disminuir la oferta de reservas. Esto es necesario para hacer que el rendimiento sobre las reservas sea lo suficientemente alto.

IV. UN MODELO DE SISTEMA DE BANDAS

En esta sección estudiamos un marco de implementación que se basa solo en facilidades permanentes. Suponemos que el BC no realiza operaciones de mercado abierto.

Este marco es muy similar al estudiado por BM. Sin embargo, para efectuar una comparación legítima con el sistema estudiado en la sección previa, modificamos el modelo de BM en una dimensión importante. Ellos suponen que los agentes producen, a un costo, un activo que devenga un rendimiento real y exógeno (similar a un árbol de Lucas). En este trabajo, en su lugar, estudiamos un sistema de bandas bajo el supuesto de que los agentes deben preñar los títulos del Tesoro como garantías para acceder a las facilidades permanentes. La modificación de esta característica del modelo de BM afecta las características del sistema de bandas óptimo de una manera sustancial. Mostramos que el tamaño óptimo de la banda, la diferencia entre la tasa de préstamo y de depósito, es cero en nuestro modelo. Esto implica

que el mercado para las reservas es inactivo. El análisis es por lo demás similar al de BM y referimos al lector a este estudio para mayores detalles sobre la derivación de algunos de los resultados.

En el sistema de bandas, los agentes pueden acceder a una facilidad de endeudamiento y a una facilidad de depósito proporcionadas por el BC después de que ellos observan su choque idiosincrásico. El BC opera las facilidades permanentes sin costo alguno y ofrece préstamos nominales l a una tasa de interés i_l y promete pagar una tasa de interés i_d sobre los depósitos nominales d con $i_l \geq i_d$. Esta condición elimina la posibilidad de arbitraje donde los agentes piden prestado y subsecuentemente realizan un depósito a un interés $i_d > i_l$ incrementando así sus tenencias de reservas sin costo alguno. Restringimos los contratos financieros a contratos *overnight*. Un agente que pide prestado l unidades de reservas del BC, repaga $(1+i_l)l$ unidades de reservas en la etapa de liquidación. De igual manera, un agente que deposita d unidades de reservas en el BC recibe $(1+i_d)d$ unidades de reservas en la etapa de liquidación. Suponemos que todos los préstamos deben ser asegurados con títulos del Tesoro. En un sistema de bandas, el acervo de reservas se desarrolla de manera endógena como sigue:

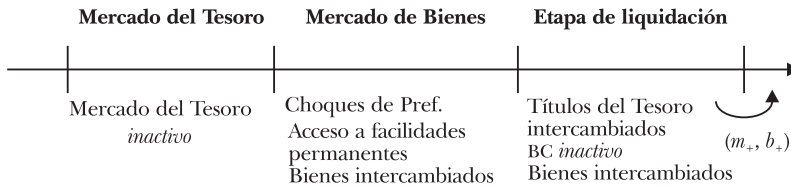
$$(21) \quad M_{+1} = M - (1-n)i_l l + ni_d d + \pi$$

donde M denota el acervo per cápita de reservas al inicio del período t , y π es una transferencia de suma fija y única de reservas a los agentes. En la etapa de liquidación, los préstamos totales $(1-n)l$ son repagados. Dado que los pagos de tasas de interés por los agentes son $(1-n)i_l l$, el acervo de reservas se encoje en este monto. Los pagos de intereses por el BC sobre los depósitos totales son $ni_d d$. El BC simplemente imprime reservas adicionales para efectuar estos pagos de intereses de manera que el acervo de reservas se aumenta en este monto. Observe que dado que el BC no mantiene ningún título del Tesoro, y como el rendimiento sobre los títulos del Tesoro es financiado vía impuestos de suma fija, la oferta de reservas no se ve afectada por el monto pendiente de pago o la tasa de rendimiento sobre los títulos.

Para simplificar el análisis, suponemos que no existen intercambios en el mercado del Tesoro. En otras palabras, suponemos que los agentes no pueden negociar títulos por reservas después de que observan la señal acerca de sus choques idiosincrásicos. Resulta que esto es sin pérdida de generalidad, dado

que encontramos que el BC óptimamente establece $i_d = i_l$. En realidad, si el mercado del Tesoro fuera activo, la tasa de interés de equilibrio debería ser igual a la tasa del sistema de bandas establecida por el BC. Los agentes no tendrían incentivo para negociar en el mercado del Tesoro, de modo que podemos con seguridad ignorarlo. La línea de tiempo entonces es como el descrito en la gráfica II.

GRÁFICA II. LÍNEA DE TIEMPO SOLAMENTE CON FACILIDADES PERMANENTES



1. La etapa de liquidación

En el primer mercado, el problema de un agente representativo es:

$$V(m, b, l, d) = \max_{h, m_+, b_+} -h + \beta W(m_+, b_+)$$

Sujeto a:

$$\phi m_+ + \phi \tau^S b_+ = h + \phi m + \phi \tau^S (1 + R)b + \phi (1 + i_d)d - \phi (1 + i_l)l - \phi (Tax - \pi)$$

Las condiciones de primer orden:

$$(22) \quad \beta W_m \leq \phi (= \text{sí } m_+ > 0)$$

$$(23) \quad \beta W_b \leq \phi \tau^S (= \text{sí } b_+ > 0)$$

Otra vez nuevamente, nos enfocamos en el equilibrio donde $m > 0$. La implicación de (22) y (23) es que todos los agentes dejan la etapa de liquidación con el mismo portafolio de reservas y de títulos (los cuales pueden ser cero). Las condiciones de envolvente son:

$$(24) \quad V_m = \phi; V_b = \phi \tau^S (1 + R); V_l = -\phi (1 + i_l); V_d = \phi (1 + i_d)$$

donde V_j es la derivada parcial de $V(m, b, l, d)$ con relación a $j = m, b, l, d$.

2. El mercado de bienes

Al inicio del mercado de bienes, los agentes reciben choques idiosincrásicos que determinan si tienen una alta o una baja necesidad de reservas.¹⁵ Con probabilidad $1 - n$ un agente tiene una alta necesidad de reservas y con probabilidad n una baja necesidad. Sean q y q_s las cantidades consumidas por un comprador y producidas por un vendedor en el mercado de bienes, respectivamente. Sean l_b (l_s) y d_b (d_s) los préstamos obtenidos y el monto de reservas depositadas por un comprador (vendedor) en el mercado de bienes. Un agente que tiene m reservas y b títulos en la apertura del mercado de bienes tiene una utilidad esperada durante la vida:

$$W(m, b) = (1 - n)[u(q) + V(m - pq - d_b + l_b, b, l_b, d_b)] + \\ + n[-q_s + V(m + pq_s + d_s + l_s, b, l_s, d_s)]$$

donde q , q_s , l_s , l_b , d_s y d_b son escogidos de manera óptima como sigue.

Los agentes con una alta necesidad de reservas nunca depositan reservas en el BC y aquellos con una baja necesidad de reservas nunca sacan préstamos. Por lo tanto $d_b = 0$ y $l_s = 0$. Para simplificar la notación, sea $l \equiv l_b$ y $d \equiv d_s$. Por consiguiente, obtenemos:

$$W(m, b) = (1 - n)[u(q) + V(m - pq + l, b, l, 0)] + \\ + n[-q_s + V(m + pq_s - d, b, 0, d)]$$

donde q_s , q , l y d resuelven los siguientes problemas de optimización.

El problema de un agente con baja necesidad de reservas es $\max_{q_s, d} [-q_s + V(m + pq_s - d, b, 0, d)]$ sujeto a $m + pq_s - d \geq 0$. Usando (24), la condición de primer orden se reduce a:

$$(25) \quad p\phi + p\phi\lambda_d = 1$$

$$(26) \quad i_d = \lambda_d$$

donde, $\phi\lambda_d$ es el multiplicador sobre la restricción de depósito. Las dos condiciones pueden combinarse para obtener:

¹⁵ Dado que el mercado del Tesoro está inactivo, no importa si los agentes reciben señales acerca de su tipo y por lo tanto nos abstraemos de modelar las señales. Veremos a continuación que esto es sin pérdida de generalidad. Ver BM para la versión con señales.

$$(27) \quad p\phi(1+i_d) = 1$$

Un agente con una alta necesidad de reservas resuelve el siguiente problema de maximización:

$$\max_{q,l} u(q) + V(m - pq + l, b, l, 0)$$

Sujeto a:

$$pq \leq m + l \text{ y } l \leq \bar{l}$$

donde:

$$(28) \quad \bar{l} \equiv \tau^S(1+R)b / (1+i_i)$$

es el monto máximo que un comprador puede pedir prestado del BC dado que b unidades de títulos del Tesoro se transforman en $\tau^S(1+R)b$ unidades de reservas al inicio del mercado de liquidación. Finalmente, los títulos deben también cubrir el pago de intereses. Usando (24), las condiciones de primer orden del comprador pueden ser escritas como:

$$(29) \quad u'(q) = p\phi(1+\lambda_q)$$

$$(30) \quad \lambda_q = \lambda_i + i_i,$$

donde $\phi\lambda_q$ es el multiplicador de la restricción presupuestaria del comprador y $\phi\lambda_i$ es el multiplicador de la restricción de endeudamiento. Usando (27) y combinando (29) y (30) obtenemos:

$$(31) \quad u'(q) = \frac{1+i_i+\lambda_i}{1+i_d}$$

Si la restricción de endeudamiento no es vinculante, y el BC establece que $i_l = i_{ub}$, los intercambios son eficientes. Si la restricción de endeudamiento es vinculante, entonces $u'(q) > 1$, lo cual significa que los intercambios son ineficientes aún cuando $i_l = i_d$. Usando el teorema de la envolvente y (29), el valor marginal de las reservas en el mercado de bienes es:

$$(32) \quad W_m = (1-n)u'(q) / p + n\phi(1+i_d)$$

Observe que la facilidad permanente aumenta el valor marginal de las reservas porque los agentes pueden ganar intereses sobre el efectivo ocioso.

Ahora es útil elaborar más sobre el origen de la prima de liquidez en este ambiente. Dado que en equilibrio no existe incumplimiento, el rendimiento real de los títulos del Tesoro es $\phi\tau^S(1+R)$. El rendimiento real, $\phi\tau^S(1+R)$, es más pequeño que el valor marginal, V_b , si $\lambda_l > 0$. Para ver esto, usamos el teorema de la envoltente para derivar el valor marginal de los títulos en el mercado de bienes:

$$(33) \quad W_b = \frac{(1-n)\lambda_l\phi\tau^S(1+R)}{(1+i_l)} + \phi\tau^S(1+R)$$

Así, la diferencia entre el rendimiento real sobre los títulos y su valor marginal es $(1-n)\lambda_l\phi\tau^S(1+R)/(1+i_l)$. Esta cantidad es positiva si los títulos relajan la restricción de endeudamiento de los agentes con una alta necesidad de reservas, es decir si $\lambda_l > 0$. Es crítico para el trabajo del modelo que $W_b > \phi\tau^S(1+R)$. En realidad, bajo el supuesto de que $\beta(1+R) < 1$, los agentes están dispuestos a mantener los títulos si su valor líquido, expresado por el precio sombra λ_b , es positivo.

Para derivar la prima de liquidez sobre los títulos, usamos las condiciones de primer orden (23), (31), y el hecho de que $\phi_+\tau_+^S = \phi\tau^S$ en el estado estacionario, para modificar (33) como sigue:

$$(34) \quad 1 - \beta(1+R) = (1-n)\beta(1+R)[u'(q)/\Delta - 1],$$

donde $\Delta \equiv (1+i_l)/(1+i_d)$. El lado derecho de la ecuación (34) es la prima de liquidez de los títulos. Mientras los títulos del Tesoro cuestan $-\phi\tau^S$, ellos retribuyen $\beta\phi_+\tau_+^S(1+R)$.

3. El equilibrio estacionario simétrico

Definición 5: Un equilibrio estacionario simétrico es una política (π, i_d, i_l) y una lista invariante al tiempo $(\gamma, q, z_l, z_m, z_b)$ que satisface:

$$(35) \quad \frac{1 - \beta(1+R)}{\beta(1+R)} \geq (1-n)[u'(q)/\Delta - 1] (= \text{sí } b > 0)$$

$$(36) \quad \frac{\gamma - \beta(1+i_d)}{\beta(1+i_d)} = (1-n)[u'(q) - 1]$$

$$(37) \quad \gamma = 1 + i_d - (1-n)(i_l - i_d)\frac{z_l}{z_m} + \frac{z_\pi}{z_m}$$

$$(38) \quad q = z_m + z_l$$

$$(39) \quad z_t = \beta(1 + R)z_b / \Delta$$

con $z_l \geq 0$ y $z_m \geq 0$ y $z_b = z_{\bar{b}}$.

Las ecuaciones (35) a (39) se derivan en el apéndice.

Sea:

$$(40) \quad \tilde{\Delta} \equiv \frac{1 - \beta n + z_\pi / (1 + i_d)}{1 / (1 + R) - n\beta}$$

Entonces tenemos el siguiente resultado de existencia, cuya prueba es esencialmente la misma que en BM.

Proposición 6: Para cualquier (i_d, i_l) con $i_l \geq i_d \geq 0$ existe un único equilibrio estacionario simétrico tal que:

$$z_l > 0 \text{ y } z_m = 0 \text{ si y solamente sí } \Delta = 1$$

$$z_l > 0 \text{ y } z_m > 0 \text{ si y solamente sí } 1 < \Delta < \bar{\Delta}$$

$$z_l = 0 \text{ y } z_m > 0 \text{ si y solamente sí } \Delta \geq \bar{\Delta}$$

Observe que las condiciones de compensación del mercado requieren que $z_b = z_{\bar{b}}$, de modo que $z_l = 0$ es solo un equilibrio si $\tau^S = 0$.

4. El bienestar en el sistema de bandas

Ahora derivamos la política óptima. El objetivo del BC es maximizar la utilidad esperada a lo largo de la vida de un agente representativo. En el apéndice, mostramos que esto está dado por:

$$(41) \quad (1 - \beta)W = (1 - n)[u(q) - q]$$

El BC lo realiza seleccionando el consumo q para maximizar (41) sujeto a la restricción de que su elección es consistente con la asignación dada por (35) – (38). La política es implementada seleccionando Δ .

Asuma primero que es óptimo establecer $\Delta \geq \tilde{\Delta}$. En este caso, ningún agente está pidiendo prestado en la facilidad permanente lo cual implica que $z_l = 0$. Además, de (36) y (37) q satisface:

$$\tilde{q} = u^{-1} \left[\frac{1 - \beta(1 + i_d)}{\beta(1 - n)} \right]$$

Observe que \tilde{q} es independiente de Δ cuando $\Delta \geq \tilde{\Delta}$ y así

cualquier $\Delta \geq \tilde{\Delta}$, implementa la misma asignación real $(z_l, q) = (0, \tilde{q})$.

Ahora considere el q más grande que puede implementar el BC. De (35), el q más grande es alcanzado cuando $\Delta = 1$. Satisface:

$$\bar{q} = u^{-1} \left[\frac{1 - \beta(1+R)n}{\beta(1+R)(1-n)} \right]$$

Así, la política $\Delta = 1$ alcanza la asignación $(z_l, q) = (\bar{q}, \bar{q})$ dado que ningún agente está manteniendo reservas a lo largo del período cuando $\Delta = 1$. Por consiguiente, el BC está restringido a escoger cantidades q tales que $\bar{q} \geq q \geq \tilde{q}(z_\pi)$.

Finalmente, se puede mostrar que cuando $1 \leq \Delta < \tilde{\Delta}$, z_l y q resuelven:¹⁶

$$(42) \quad \frac{1 - \beta(1+R)}{\beta(1+R)} = (1-n)[u'(q) / \Delta - 1]$$

$$(43) \quad q = z_l F(\Delta, z_\pi),$$

donde:

$$(44) \quad F(\Delta; z_\pi) = 1 + \frac{(1-n)(\Delta-1)}{1 + \beta n(\Delta-1) - \Delta / (1+R) + z_\pi / (1+i_d)}$$

Así, el BC está restringido a escoger una asignación que satisface (42) y entonces z_l está dada por (43), y por tanto el problema de maximización del BC es

$$\max_{q, z_l} (1-n)[u(q) - q]$$

Sujeto a:

$$\bar{q} \geq q \geq \tilde{q}$$

Proposición 7: La política óptima es $\Delta = 1$. $q = q^*$ si y solo si $\beta(1+R) = 1$.

Prueba. Claramente, la solución óptima para el planificador es escoger $q = \bar{q}$, la cual es implementada con $\Delta = 1$. También (42) implica directamente que cuando $\Delta = 1$, $\bar{q} = q^*$ si y solo si $\beta(1+R) = 1$.

Dado que las tasas de depósito y de préstamos están óptimamente establecidas para que sean iguales, los agentes no tienen

¹⁶ Ver la prueba de la existencia de un equilibrio en BM.

incentivo para negociar en el mercado de títulos del Tesoro. Esto implica que el abstraerse del mercado del Tesoro era sin pérdida de generalidad.

Observe que el valor de z_π no importa para la asignación real bajo la política óptima. La razón es que cuando $\Delta = 1$, la inflación no tiene impacto real sobre el consumo en tanto los agentes solo mantienen efectivo en el mercado de bienes donde lo necesitan para negociar, y de otra manera pueden ganar compensando intereses sobre los depósitos en el BC. Para ver esto, observe que podemos reescribir γ , usando (37), como:

$$\frac{\lambda - z_\pi / z_m}{(1 + i_d)} = 1 - (1 - n)(\Delta - 1) \frac{z_l}{z_m}$$

de modo que manteniendo z_n/z_m constante, un aumento en γ es compensado mediante el incremento de $(1 + i_d)$. Por supuesto, $(1 + i_d)$ también necesita aumentar para mantener $\Delta = 1$.

V. COMPARACIÓN DE LAS OPERACIONES DE MERCADO ABIERTO Y EL SISTEMA DE BANDAS

En esta sección, comparamos los dos marcos de implementación que hemos estudiado en este documento. Estamos interesados en la efectividad de los sistemas en la implementación de la regla de Friedman y en el bienestar que conducen para una tasa de crecimiento fijada exógenamente de la oferta de reservas.

1. Implementación de la regla de Friedman

Hemos mostrado tan solo que el bienestar es maximizado en un sistema de bandas cuando el BC implementa \bar{q} definida por:

$$u'(\bar{q}) = \frac{1 - n\beta(1 + R)}{\beta(1 + R)(1 - n)}$$

Esto corresponde a la asignación cuando la banda es cero. Sin embargo, también hemos mostrado inicialmente que la asignación que maximiza el bienestar cuando la política monetaria es implementada con operaciones de mercado abierto es q^* , cuando los BC mantienen un acervo real de títulos definido como $z_B = q^*(1 - \beta)/R$. Por lo tanto dado $\beta(1 + R) < 1$, tenemos $q^* > \bar{q}$, de manera que la implementación de la política monetaria

usando operaciones de mercado abierto es mucho mejor que cuando se usa un sistema de bandas.

Es talvez sorprendente que la regla de Friedman pueda ser implementada en un sistema pero no en el otro. Alguna intuición puede ser obtenida observando las ecuaciones que gobiernan la evolución de la oferta de reservas en ambos sistemas. Cuando el BC usa operaciones de mercado abierto, la oferta de reservas se desarrolla de acuerdo con:

$$M_+ = M - R\tau^s \bar{B}$$

Por lo tanto, en tanto que $\tau^s \bar{B}$ es fijado apropiadamente, la oferta de reservas puede reducirse de acuerdo con la regla de Friedman, independientemente de las decisiones de los agentes. El hecho de que el BC mantenga títulos del Tesoro no distorsiona la decisión de los agentes, en tanto el pago de los intereses sobre los títulos esté financiado a través de impuestos de suma fija en la etapa de liquidación. Sin embargo, este no es el caso cuando el banco central usa un sistema de bandas. En este caso, la oferta de reservas se desarrolla de acuerdo con:

$$M_+ = M - i_l L + i_d D$$

donde L y D son los préstamos y depósitos totales, respectivamente. Observe que la única manera de implementar la regla de Friedman es fijar i_l lo suficientemente alta para reducir la oferta de reservas. Esto obviamente implica un costo a los prestatarios. Sin embargo, en la regla de Friedman las reservas son sin costo. Por lo tanto, si la regla de Friedman es implementada, no existirá endeudamiento en la facilidad permanente si el BC carga una tasa de interés positiva y, como consecuencia, la oferta de reservas no se puede reducir. Esto limita la capacidad del BC para aumentar la tasa de rendimiento sobre el dinero y hace imposible implementar la regla de Friedman.

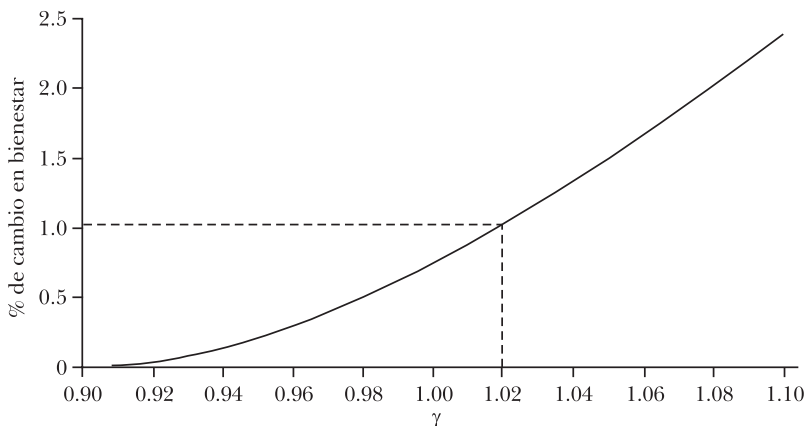
2. El bienestar con una tasa de inflación dada exógenamente

En esta sección, estudiamos la tasa de inflación que puede ser alcanzada bajo cada marco. También, para un nivel de inflación determinado exógenamente, analizamos cuál marco conduce a un mayor bienestar. Primero, definimos un nivel de inflación factible bajo cada sistema: γ es un nivel de inflación factible bajo un marco de implementación de la política monetaria determinado si existe una política monetaria bajo tal marco que pueda alcanzar γ . Tenemos el siguiente resultado.

Proposición 8: Si $\gamma < 1/(1+R)$, entonces γ es factible con operaciones de mercado abierto pero no es factible para el sistema de bandas. Para todo $\gamma \geq 1/(1+R)$, el bienestar es más alto cuando γ es implementado usando un sistema de bandas.

Si un sistema de bandas puede implementar un nivel determinado de inflación, entonces es mucho mejor que utilizar operaciones de mercado abierto, en tanto los productores están dispuestos a producir más bienes dado que pueden depositar la reserva que ganan con el BC, y ganan algunas tasas de interés. En otras palabras, las reservas son más valiosas bajo el sistema de bandas en tanto los tenedores de reservas pueden ganar intereses depositando en el BC. En la gráfica III, mostramos el cambio porcentual en el bienestar causado por un cambio en la implementación de la política monetaria desde las operaciones de mercado abierto hasta solo las facilidades permanentes, cuando ambas son factibles. $\gamma = 1$ implica una oferta constante de reservas. Muchos BC tienen un objetivo de inflación de alrededor del 2%, lo cual en nuestro marco, si la implementación es solo utilizando operaciones de mercado abierto, implica un 1% de pérdida de bienestar en relación con el uso de un sistema de bandas. En este ejemplo, usamos una función de utilidad CARRA con un parámetro de aversión al riesgo igual a $\sigma = 2$. También, establecemos $R = 0.999(1/\beta - 1)$, $n = 0.6$, y $\beta = 0.9$. Encontramos que el coeficiente de aversión al riesgo relativo tuvo el mayor impacto en este resultado, así como cuando $\sigma = 10$, el costo de utilizar un marco operaciones de mercado abierto es solo de 0.4% en la pérdida de bienestar cuando $\gamma = 1.02$ (implicando una tasa de inflación de 2%).

GRÁFICA III. GANANCIAS DE BIENESTAR A PARTIR DEL USO DE FACILIDADES PERMANENTES SOBRE OPERACIONES DE MERCADO ABIERTO



VI. DISCUSIONES Y CONCLUSIONES

Los resultados anteriores sugieren que un sistema óptimo de implementación de la política monetaria debería incluir algunos elementos de ambos sistemas puros estudiados en este estudio. Si se desea alcanzar tasas de inflación que son lo suficientemente bajas, un BC que opera un sistema de bandas puede necesitar mantener un portafolio de títulos y efectuar operaciones de mercado abierto para afectar la evolución de la oferta de reservas. Por el contrario, un BC que trabaja con operaciones de mercado abierto puede necesitar pagar intereses sobre las reservas para moderar algo de las distorsiones que surgen más allá de la regla de Friedman.

Este resultado es relevante para un importante tema de política en los Estados Unidos. En el 2006, la Reserva Federal recibió la autorización para pagar intereses sobre las reservas. Esta autorización tendrá efecto en el 2011. En el marco actual de implementación de la Reserva Federal, los bancos deben mantener las reservas requeridas contra una fracción de sus depósitos y ni las reservas requeridas ni el exceso de ellas perciben algún interés. Esto conduce a un par de distorsiones potenciales. Por un lado, los bancos gastan recursos en un esfuerzo de minimizar sus requerimientos de reservas. Una manifestación de dichos esfuerzos es la creación de cuentas de barrido.¹⁷ Por el otro lado, tomando el requerimiento como dado, los bancos tratan de minimizar el monto de reservas que mantienen por encima de sus requerimientos debido a que dichas reservas son muy costosas en el margen.

Como lo anotó el Vicepresidente Kohn en un testimonio al Congreso antes de que la nueva ley fuera aprobada, "La Junta de Gobierno ha apoyado fuertemente la legislación que podría autorizar a la Reserva Federal a pagar a las instituciones de depósito intereses sobre los saldos que mantienen en los bancos de la Reserva. Como hemos previamente testificado, el pagar intereses sobre los saldos de reservas requeridas podría remover una porción sustancial del incentivo para que los depositantes se involucren en medidas de evasión de reservas, y las mejoras resultantes en la eficiencia deberían eventualmente ser trasladados hacia los prestatarios de los bancos y depositantes. Teniendo

¹⁷ Una cuenta de barrido transfiere fondos desde una cuenta de depósito contra la cual los bancos tendrían que mantener reservas a otra cuenta contra la cual no se necesita mantener reservas al final de cada día. Esto permite al banco minimizar el monto de reservas que debe mantener.

la autorización también para pagar intereses sobre la compensación contractual y el exceso de saldos de reservas así como de reservas requeridas, debería aumentar la capacidad de la Reserva Federal para conducir eficientemente la política monetaria".¹⁸

En nuestro modelo, no existen requerimientos de reservas, de modo que todas las reservas mantenidas son exceso de reservas. Un agente que recibe un choque de liquidez positivo no gana intereses sobre sus reservas ociosas y está así en una posición similar a un banco que mantiene exceso de reservas. Nuestro análisis implica que esto es subóptimo en tanto puede distorsionar los incentivos de los bancos. En particular, nuestro análisis proporciona apoyo para el argumento de que puede ser óptimo para el Sistema de la Reserva Federal pagar intereses tanto sobre las reservas requeridas y como sobre el *exceso* de reservas.

En este documento, hemos estudiado dos marcos para la implementación de la política monetaria. Estos dos casos extremos proporcionan una aproximación útil a las políticas seguidas por los bancos centrales. Nuestro análisis apunta a los beneficios y costos de estos marcos y sugiere que son mejores si se usan en conjunto. Nuestros resultados también proporcionan ideas sobre una decisión de política importante para la Reserva Federal.

Apéndice

1. Derivación de las ecuaciones (18) a (20)

Recordemos la ley de movimiento para el acervo de reservas:

$$(45) \quad M_+ = m - \tau^T \sum_T - \tau^S \sum_S - \tau^R R(B - \sum_T) + \pi$$

Observe que esta ley de movimiento es válida aún si los títulos no tienen valor. Si no existe demanda privada por títulos, el BC mantiene todos los títulos del gobierno de modo que $\sum_T = \sum_S = 0$ y $B = \bar{B}$. Las condiciones de compensación del mercado son la ecuación (14), así como:

$$\sum_k \rho^k [n^k \sigma_{k,p}^s + (1 - n^k) \sigma_{k,c}^s] + \sum_S = 0$$

¹⁸ La transcripción del testimonio puede encontrarse en: [<http://www.federalreserve.gov/newsevents/testimony/kohn20060301a.htm>].

$$b_+ + B_+ = \bar{B}$$

$$\sum_k \rho^k (1 - n^k) q_k = \sum_k \rho^k n^k q_k^p$$

La primera condición es la compensación del mercado para los títulos en la etapa de liquidación, la segunda condición es una identidad contable, y la última condición es la compensación del mercado en el mercado de bienes.

Ahora derivamos la demanda por reservas y la demanda privada por títulos en el mercado del Tesoro. Definimos $z_m \equiv \phi m$ como la demanda real por reservas en la etapa de liquidación, $z_b = \phi \tau^s b$ como la demanda real (privada) por títulos en la etapa de liquidación, $z_{\bar{B}} = \phi \tau^s \bar{B}$ como la oferta real de títulos en la etapa de liquidación, y $z_{\sigma_k} = \phi \tau^s \sigma_k$ como la oferta real, o demanda dependiendo de si los agentes compran o venden, de títulos en el mercado del Tesoro cuando la señal k se recibió, todo medido en la etapa de liquidación.

En el mercado de bienes, los bonos son ilíquidos y solo las reservas pueden ser usadas para comprar bienes. Desde la perspectiva del mercado de bienes, la restricción presupuestaria de los agentes con una alta necesidad de reservas está así dada por $p q^k = m_k + \tau^T \sigma_k$, la cual puede ser reescrita como:

$$(46) \quad q^k = z_m + \frac{z_{\sigma_k}}{\gamma}$$

La ecuación (18) y $B = \bar{B} - b$ nos permite transformar la condición de compensación del mercado para el mercado del Tesoro en:

$$(47) \quad z_{\Sigma_T} = \sum_{k=L,H} \rho^k (z_m - q^k) \gamma$$

Podemos modificar esta ecuación ligeramente para obtener una expresión para el precio de equilibrio de los títulos en el mercado del Tesoro:

$$(48) \quad \frac{\tau^S}{\tau^T} = \frac{z_{\Sigma_T}}{\sum_{k=L,H} \rho^k (z_m - q^k)}$$

Dada la condición de compensación del mercado para los títulos en la etapa de liquidación, tenemos (recordemos que $\sigma_{k,i}^S$ es el monto de los títulos que los agentes del tipo i venden en la etapa de liquidación):

$$\sum_k \rho^k [n^k \sigma_{k,p}^s + (1 - n^k) \sigma_{k,c}^s] + \sum_s = 0$$

$$\sum_k \rho^k [(b - \sigma_k) - b_+] + \sum_s = 0$$

Por lo tanto, dado que $\sum_k \rho^k = 1$:

$$z_{\Sigma_s} = \frac{\phi \tau^S}{\phi_+ \tau_+^S} \phi_+ \tau_+^S b_+ - \phi \tau^S (b - \sum_k \rho^k \sigma_k) = \sum_k \rho^k z_{\sigma_k}$$

donde hemos usado el hecho de que en un equilibrio estacionario, $z_{b_+} = z_b$. Por lo tanto en un equilibrio estacionario tenemos que $z_{\Sigma_s} + z_{\Sigma_T} = 0$. Para obtener una expresión para z_m , podemos usar la ley de movimiento para el acervo de reservas dado por la ecuación (45). Usando el hecho de que $\phi M = \phi_+ M_+$, podemos reescribir (45) como:

$$\begin{aligned} \gamma &= 1 - \frac{\tau^T \sum_T}{M} - \frac{\tau^S \sum_S}{M} - \frac{\tau^S R(B - \sum_T)}{M} + \frac{\pi}{M} \\ &= 1 - \frac{\tau^T z_{\Sigma_T}}{\tau^S z_m} - \frac{z_{\Sigma_S}}{z_m} - \frac{R(z_B - Z_{\Sigma_T})}{z_m} + \frac{z_\pi}{z_m} \\ &= 1 - \left(\frac{\tau^T}{\tau^S} - R - 1 \right) \frac{z_{\Sigma_T}}{z_m} - \frac{Rz_B - z_\pi}{z_m} \end{aligned}$$

donde hemos usado $z_{\Sigma_s} + z_{\Sigma_T} = 0$. También, z_n es definida como la transferencia real de suma fija, $\phi\pi$. Ordenando los términos, y usando $\gamma = \tau^S / \tau^T$ cuando $b > 0$, obtenemos una expresión para z_m para conseguir:

$$(49) \quad z_m = \frac{1}{(1 - \gamma)} \left[\left(\frac{1}{\gamma} - R - 1 \right) z_{\Sigma_T} + Rz_B - z_\pi \right]$$

Ahora podemos definir un equilibrio con operaciones de mercado abierto.

2. Prueba del Lema 2

Supongamos que $\sigma_L < b$, entonces dado que $n^L < n^H$, debemos de igual manera tener $\sigma_H < b$. La razón es que los agente tipo L tienen la probabilidad más alta de requerir efectivo y tienen por lo tanto más incentivos para vender los títulos. Si el agente tipo L no vende todos sus títulos entonces los tipo H no lo harán tampoco en equilibrio. Sin embargo, $\sigma_L < b$ implica

$\lambda_b^L = \lambda_b^H = 0$, de modo que de (17) $\tau^T W_m^k = W_b^k$ para ambos $k = H, L$. En este caso, q^k está dado por:

$$\tau^S(1+R) = \tau^T[(1-n^k)u'(q_k) + n^k]$$

o:

$$\gamma(1+R) = (1-n^k)u'(q_k) + n^k$$

Esto obviamente implica que:

$$\gamma(1+R) = \sum_{k \in \{H, L\}} \rho^k [(1-n^k)u'(q_k) + n^k]$$

Sin embargo, usando (15) esto implica que:

$$\beta(1+R) = 1,$$

una contradicción.

3. Ecuaciones de equilibrio cuando $\sigma_H < b$

Las condiciones de equilibrio cambian a:

$$z_{\sigma_L} = z_b$$

$$\tau^T W_m^H - W_b^H = \lambda_b^H$$

$$\frac{\gamma}{\beta} = \sum_{k=L, H} \rho^k [(1-n^k)u'(q_k) + n^k]$$

$$q^H = z_m + \frac{z_{\sigma_H}}{\gamma}$$

$$q^L = z_m + \frac{z_b}{\gamma}$$

$$z_{\Sigma_T} = \rho^H(z_m - q^H)\gamma - \rho^L z_b$$

$$z_m = \frac{1}{(1-\gamma)} \left[\left(\frac{1}{\gamma} - R - 1 \right) z_{\Sigma_T} + R z_B \right]$$

Asumamos primero que $z_{\sigma_H} < z_b$. Entonces a partir de la restricción presupuestaria para los agentes con una alta necesidad de reservas, se sigue que $q^H < q^L$. También, dado que $\lambda_b^H = 0$, q^H está dado por:

$$\gamma(1 + R) = (1 - n^H)u'(q^H) + n^H$$

y γ tiene la siguiente expresión:

$$\gamma = \frac{(1 - n^H)u'(q^H) + n^H}{(1 + R)}$$

Mientras que al usar (15) encontramos:

$$\gamma \frac{1 - \rho^H \beta(1 + R)}{\beta \rho^L} = (1 - n^L)u'(q^L) + n^L$$

Y usando la expresión para γ tenemos una expresión que vincula a q^H y a q^L :

$$[(1 - n^H)u'(q^H) + n^H] \frac{1 - \rho^H \beta(1 + R)}{\beta \rho^L(1 + R)} = (1 - n^L)u'(q^L) + n^L$$

Dado que $\beta(1 + R) < 1, [1 - \rho^H \beta(1 + R)] / \beta \rho^L(1 + R) > 1$. Por lo tanto:

$$(1 - n^H)u'(q^H) + n^H < (1 - n^L)u'(q^L) + n^L$$

o:

$$\begin{aligned} n^H - n^L &< (1 - n^L)[u'(q^L) - u'(q^H)] - (n^L - n^H)u'(q^H) \\ (n^H - n^L)[1 - u'(q^H)] &< (1 - n^L)[u'(q^L) - u'(q^H)] \end{aligned}$$

También:

$$\gamma = \frac{(1 - n^H)u'(q^H) + n^H}{(1 + R)}$$

$$z_B = z_{\bar{B}} - z_b$$

$$z_b = \gamma(q^L - z_m)$$

$$z_{z_T} = \rho^H(z_m - q^H)\gamma - \rho^L z_b$$

$$\begin{aligned} z_m &= \frac{1}{(1 - \gamma)} \left[\left(\frac{1}{\gamma} - R - 1 \right) z_{z_T} + R z_B \right] \\ &= \frac{1}{(1 - \gamma)} \left[\left(\frac{1}{\gamma} - R - 1 \right) \rho^H(z_m - q^H)\gamma - \rho^L(q^L - z_m)\gamma + R z_{\bar{B}} - z_b \right] \\ &= \frac{1}{(1 - \gamma)} \left[\left(\frac{1}{\gamma} - R - 1 \right) \gamma [z_m - \rho^H q^H - \rho^L q^L] + R [z_{\bar{B}} - \gamma(q^L - z_m)] \right] \end{aligned}$$

Por tanto:

$$\begin{aligned} z_m(1-\gamma) &= [1-\gamma(R+1)][z_m - \rho^H q^H - \rho^L q^L] + R[z_{\bar{B}} - \gamma(q^L - z_m)] \\ &= [1-\gamma(R+1) + R\gamma]z_m - [1-\gamma(R+1)](\rho^H q^H + \rho^L q^L) + R(z_{\bar{B}} - \gamma q^L) \\ &= (1-\gamma)z_m - [1-\gamma(R+1)](\rho^H q^H + \rho^L q^L) + R(z_{\bar{B}} - \gamma q^L) \end{aligned}$$

de modo que:

$$\begin{aligned} [1-\gamma(R+1)](\rho^H q^H + \rho^L q^L) &= R(z_{\bar{B}} - \gamma q^L) \\ [1-(1-n^H)u'(q^H) - n^H](\rho^H q^H + \rho^L q^L) &= R(z_{\bar{B}} - \gamma q^L) \\ (1-n^H)[1-u'(q^H)](\rho^H q^H + \rho^L q^L) &= R(z_{\bar{B}} - \gamma q^L) \end{aligned}$$

o:

$$\gamma = \frac{z_{\bar{B}}}{q^L} - (1-n^H)[1-u'(q^H)] \frac{(\rho^H q^H + \rho^L q^L)}{Rq^L}$$

Para recapitular, obtenemos tres ecuaciones con tres incógnitas, que pueden ser resueltas para (γ, q^H, q^L) :

$$\begin{aligned} \gamma &= \frac{z_{\bar{B}}}{q^L} - (1-n^H)[1-u'(q^H)] \frac{(\rho^H q^H + \rho^L q^L)}{Rq^L} \\ &= \frac{\beta \rho^L}{1-\rho^H \beta(1+R)} [(1-n^L)u'(q^L) + n^L] \\ &= \frac{(1-n^H)u'(q^H) + n^H}{(1+R)} \end{aligned}$$

Entonces dado $z_{\bar{B}}$, podemos respaldar los valores de equilibrio para z_b, z_m y z_{Σ_T} (ó τ^S).

4. Prueba de la proposición 3

Prueba. Suponemos que $z_{\sigma_k} = z_b$, y mostramos que este es solo un equilibrio si ε es lo suficientemente pequeño. Entonces las ecuaciones de equilibrio son:

$$z_{\sigma_L} = z_{\sigma_H} = z_b$$

$$\frac{\gamma}{\beta} = \sum_{k=L,H} \rho^k [(1-n^k)u'(q_k) + n^k]$$

$$q^H = z_m + \frac{z_b}{\gamma}$$

$$q^L = z_m + \frac{z_b}{\gamma}$$

$$z_{\Sigma_T} = -z_b$$

$$z_m = \frac{1}{(1-\gamma)} \left[\left(\frac{1}{\gamma} - R - 1 \right) z_{\Sigma_T} + R z_B - z_\pi \right]$$

Observe que el equilibrio con $z_b > 0$ es equivalente al equilibrio con $\tilde{z}_b = 0$, donde hemos redefinido $\tilde{z}_m = z_m + z_b / \gamma$. Para ver esto, note que la última ecuación de equilibrio que define z_m puede ser reescrita como:

$$\begin{aligned} z_m &= \frac{1}{(1-\gamma)} \left[\left(\frac{1}{\gamma} - R - 1 \right) (-z_b) + R(z_B - z_b) - z_\pi \right] \\ &= \frac{1}{(1-\gamma)} \left[\left(\frac{\gamma-1}{\gamma} \right) z_b + R z_B - z_\pi \right] \\ &= -\frac{z_b}{\gamma} + \frac{R z_B - z_\pi}{(1-\gamma)} \end{aligned}$$

o:

$$z_m + \frac{z_b}{\gamma} = \frac{R z_B - z_\pi}{(1-\gamma)}$$

Por lo tanto, nuestras ecuaciones de equilibrio son equivalentes a:

$$z_b = z_{\Sigma_T} = 0 \quad z_b = z_{\Sigma_T} = 0$$

$$\frac{\gamma}{\beta} = \sum_{k=L,H} \rho^k [(1-n^k)u'(q) + n^k]$$

$$q^H = q^L = q = \tilde{z}_m$$

$$\tilde{z}_m = \frac{R z_B - z_\pi}{(1-\gamma)}$$

Por lo tanto, dado $q^H = q^L = q$, obtenemos:

$$\frac{\gamma}{\beta} = (1-n)u'(q) + n$$

donde $n = \rho^H n^H + \rho^L n^L$ es el número agregado de agentes con una baja necesidad de reservas y $(1-n)$ es el número agregado de agentes con una alta necesidad de reservas. Por lo tanto, el equilibrio está definido por dos ecuaciones con dos incógnitas, q y γ :

$$q(1-\gamma) = Rz_{\bar{B}} - z_{\pi}$$

$$(1-n)u'(q) + n = \frac{\gamma}{\beta}$$

Observe que en el equilibrio definido recientemente, el BC tiene que mantener todos los títulos del Tesoro. Podemos acomodarlos además para obtener una expresión para q en términos solo de $z_{\bar{B}}$:

$$(1-n)\beta[u'(q)-1] = 1 - \beta - \frac{Rz_{\bar{B}} - z_{\pi}}{q}$$

Dado $z_{\bar{B}} \geq 0$, observe que el lado derecho tiende a $-\infty$ cuando $q \rightarrow 0$, mientras que el lado izquierdo tiende a $+\infty$. También, cuando $q \rightarrow +\infty$, el lado derecho tiende a $(1-\beta) > 0$, mientras que el lado izquierdo tiende a $-\beta(1-n) < 0$. Dado que ambos lados son monotónicos en q , existe un único $q_{\bar{B}} > 0$ que resuelve esta ecuación para cada $z_{\bar{B}}$. Para mostrar que este es un equilibrio, necesitamos mostrar que $\gamma \geq \beta$. γ resuelve:

$$(1-n)u'\left(\frac{Rz_{\bar{B}} - z_{\pi}}{1-\gamma}\right) = \frac{\gamma}{\beta}$$

Observe que el lado derecho está aumentando en γ , mientras que el lado izquierdo está disminuyendo en γ . Por lo tanto, una condición necesaria y suficiente es que $u'\left(\frac{Rz_{\bar{B}} - z_{\pi}}{1-\beta}\right) \geq 1$, o

$Rz_{\bar{B}} - z_{\pi} \geq (1-\beta)q^*$. También necesitamos comprobar que las restricciones sean obligatorias, o que para ambos $k = H, L$:

$$\tau^T W_m^k > W_b^k$$

$$\tau^T \phi[(1-n^k)u'(q_k) + n^k] > \phi \tau^S (1+R)$$

$$[(1-n^k)u'(q_k) + n^k] > \gamma(1+R)$$

Dado $q^H = q^L = q_{\bar{B}} \leq q^*$ y $n^H > n^L$, es suficiente mostrar que

la desigualdad se mantiene para $k = H$. Esto requiere:

$$[(1 - n^H)u'(q_{\bar{B}}) + n^H] > \gamma(1 + R)$$

O dado que $\gamma = \beta[(1 - n)u'(q_{\bar{B}}) + n]$:

$$u'(q) - n^H[u'(q_{\bar{B}}) - 1] > \beta(1 + R)[(1 - n)u'(q_{\bar{B}}) + n]$$

$$\frac{u'(q_{\bar{B}})[1 - \beta(1 + R)]}{[u'(q_{\bar{B}}) - 1]} + n > n^H$$

$$\frac{u'(q_{\bar{B}})[1 - \beta(1 + R)]}{[u'(q_{\bar{B}}) - 1]} + \rho^H n^H + \rho^L n^L > n^H$$

$$\frac{u'(q_{\bar{B}})[1 - \beta(1 + R)]}{[u'(q_{\bar{B}}) - 1]} > \rho^L(n^H - n^L) = \rho^L \varepsilon$$

Definiendo ε_i como $\varepsilon_i = u'(q_{\bar{B}})(1 - \beta(1 + R)) / [\rho^L(u'(q_{\bar{B}}) - 1)]$. Esto completa la prueba.

5. El bienestar en un marco de operaciones de mercado abierto

El bienestar puede ser escrito como:

$$(1 - \beta)W = (1 - n)[u(q) - h_b] + n(-q_s - h_p)$$

Donde q_s es la cantidad producida en el mercado de bienes por los agentes que tienen una baja necesidad de reservas en ese mercado y h_c (respectivamente h_p) es la cantidad del bien general producido por aquellos agentes que tienen una alta necesidad (respectivamente baja necesidad) de reservas en el mercado de bienes previo. La compensación en el mercado implica $(1 - n)q = nq_s$, por lo tanto el bienestar se convierte en:

$$(1 - \beta)W = (1 - n)[u(q) - q] - [(1 - n)h_b + nh_p]$$

De la restricción presupuestaria en la etapa de liquidación, obtenemos (recordemos que todos los agentes escogen el mismo b_+ y m_+ , además los agentes con una alta necesidad de reservas venden todas sus tenencias de bonos y gastan todas sus reservas):

$$\phi m_+ + \phi \tau^S b_+ = h_b - \phi Tax,$$

para agentes con una alta necesidad de reservas y:

$$\phi m_+ + \phi \tau^S b_+ = h_p + \phi(m_p - Tax) + \phi \tau^S(1+R)b_p,$$

para agentes con una baja necesidad de reservas.

Dado que los agentes con una baja necesidad de reservas gastan todas sus reservas para comprar títulos, ellos llevan a la etapa de liquidación solo las reservas que obtuvieron a través de la producción. La compensación del mercado nuevamente implica, $nm_p = (1-n)(m + \tau^T b)$. También, dado que los agentes con una baja necesidad de reservas gastan todas sus reservas para comprar títulos, b_p debe ser igual a $b + m / \tau^T$. Multiplicando la restricción presupuestaria de los agentes con una alta necesidad de reservas por n y la restricción presupuestaria de los agentes con una baja necesidad de reservas por $(1-n)$, y sumándolos obtenemos:

$$\begin{aligned} \phi m_+ + \phi \tau^S b_+ &= nh_p + (1-n)h_b + n\phi m_p + n\phi \tau^S(1+R)b_p - \phi Tax \\ &= nh_p + (1-n)h_b + \phi(1-n)(m + \tau^T b) + n\phi \tau^S(1+R)(b + m / \tau^T) - \phi Tax \\ &= nh_p + (1-n)h_b + \phi(1-n)(m + \tau^T b) + n\phi \frac{\tau^S}{\tau^T}(1+R)(m + \tau^T b) - \phi Tax \\ &= nh_p + (1-n)h_b + (m + \tau^T b) \left[\phi(1-n) + n\phi \frac{\tau^S}{\tau^T}(1+R) \right] - \phi Tax \end{aligned}$$

Recordemos que ϕTax iguala el interés real pagado a los tenedores del Tesoro. Por lo tanto:

$$Tax = \tau^S R(B - \Sigma_T) + \tau^S Rn(b + m / \tau^T),$$

donde la primera parte de la suma es el interés pagado al BC y el segundo término es el interés pagado a los agentes con una baja necesidad de reservas.

Por lo tanto, tenemos:

$$\begin{aligned} \phi m_+ + \phi \tau^S b_+ &= nh_p + (1-n)h_b + (m + \tau^T b) \left[\phi(1-n) + n\phi \frac{\tau^S}{\tau^T}(1+R) \right] - \\ &\quad - \phi \tau^S R(B - \Sigma_T) - \phi \frac{\tau^S}{\tau^T} Rn(\tau^T b + m) \\ \phi m_+ + \phi \tau^S b_+ &= nh_p + (1-n)h_b + (m + \tau^T b) \left[\phi(1-n) + n\phi \frac{\tau^S}{\tau^T} \right] - \\ &\quad - \phi \tau^S R(B - \Sigma_T) \end{aligned}$$

Ahora, recordemos que la oferta de reservas crece de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$M_+ = M - \tau^T \Sigma_T - \tau^S \Sigma_S \tau^S R(B - \Sigma_T)$$

Donde $\Sigma_S = b_+ - n \left(b + \frac{m}{\tau^T} \right)$ y $\tau^T \Sigma_T = n(m + \tau^T b) - \tau^T b$. Usando el hecho de que $m = M$, obtenemos:

$$\begin{aligned} M_+ &= M - n(M + \tau^T b) + \tau^T b - \tau^S b_+ \tau^S n \left(b + \frac{M}{\tau^T} \right) - \tau^S R(B - \Sigma_T) \\ &= (1 - n)(M + \tau^T b) - \tau^S b_+ + \tau^S n b + n \frac{\tau^S}{\tau^T} M - \tau^S R(B - \Sigma_T) \\ &= \left[(1 - n) + \frac{\tau^S}{\tau^T} n \right] (M + \tau^T b) - \tau^S b_+ - \tau^S R(B - \Sigma_T) \end{aligned}$$

Reemplazando este valor por M_+ en la ecuación para $nh_p + (1 - n)h_b$, obtenemos:

$$\begin{aligned} &\phi \left\{ \left[(1 - n) + \frac{\tau^S}{\tau^T} n \right] (M + \tau^T b) - \tau^S b_+ - \tau^S R(B - \Sigma_T) \right\} + \phi \tau^S b_+ = \\ &= nh_p + (1 - n)h_b + (M + \tau^T b) \left[\phi(1 - n) + n\phi \frac{\tau^S}{\tau^T} \right] - \phi \tau^S R(B - \Sigma_T) \end{aligned}$$

Por tanto:

$$nh_p + (1 - n)h_b = 0$$

6. Derivación de las ecuaciones (35) a (39)

Para definir un equilibrio estacionario simétrico, usamos la condición de primer orden (23) y (34) para obtener:

$$\frac{1 - \beta(1 + R)}{\beta(1 + R)} \geq (1 - n)[u'(q) / \Delta - 1] (= \text{sí } b > 0)$$

Después (22), (27), (32), y tomando en cuenta que en un equilibrio estacionario $M_{+1} / M = \phi / \phi_{+1} = \gamma$, conducen a:

$$\frac{\gamma - \beta(1 + i_d)}{\beta(1 + R)} = (1 - n)[u'(q) - 1]$$

También, de (21) obtenemos:

$$\gamma = 1 + i_d - (1 - n)(i_l - i_d) \frac{z_l}{z_m} + \frac{z_\pi}{z_m}$$

donde $z_m \equiv m/p$, $z_l \equiv l/p$ y $z_\pi \equiv \pi/p$. Para derivar esta ecuación, usamos $d = m + pq_s$, la compensación del mercado $nq_s = (1 - n)q$ y tomamos en cuenta que en un equilibrio simétrico todos los agentes mantienen montos idénticos de reservas cuando ellos ingresan al mercado ³. Entonces, a partir de la restricción presupuestaria del comprador, tenemos:

$$q = z_m + z_l$$

Finalmente, dado que $\beta(1 + R) < 1$ en cualquier equilibrio donde los agentes mantienen títulos, debe ser el caso en el que la restricción de endeudamiento es vinculante y así de (27) a (28) obtenemos:

$$z_l = \beta(1 + R)z_b / \Delta$$

donde $z_b = \phi\tau^s b = z_{\bar{b}}$. Podemos usar estas cinco ecuaciones para definir un equilibrio estacionario simétrico. Ellos determinan las variables endógenas $(\gamma, q, z_l, z_m, z_b)$. Observe que todas las otras variables endógenas pueden ser derivadas a partir de estos valores de equilibrio.

7. El bienestar en el marco de bandas

Nuevamente, el bienestar puede ser escrito como:

$$(1 - \beta)W = (1 - n)[u(q) - h_b] + n(-q_s - h_p)$$

donde q_s es la cantidad producida por los productores en el mercado de bienes y h_c (respectivamente h_p) es la cantidad del bien general producido por aquellos agentes que consumen (respectivamente producen) en el mercado de bienes. La compensación del mercado implica $(1 - n)q = nq_s$, por lo tanto el bienestar se convierte en:

$$(1 - \beta)W = (1 - n)[u(q) - q] - [(1 - n)h_b + nh_p]$$

A partir de la restricción presupuestaria en la etapa de liquidación, obtenemos (recordemos que todos los agentes escogen los mismos b_+ y m_+ , además los agentes con una alta necesidad de reservas piden prestado tanto como los títulos que mantienen

se los permite, y gastan todas sus reservas mientras que los agentes con una baja necesidad de reservas depositan todas sus tenencias de reservas):

$$\phi m_+ + \phi \tau^S b_+ = h_b + \phi \tau^S (1 + R) b_b - \phi (1 + i_l) l - \phi Tax,$$

para los agentes con una alta necesidad de reservas y:

$$\phi m_+ + \phi \tau^S b_+ = h_p + \phi \tau^S (1 + R) b_p - \phi (1 + i_d) d - \phi Tax,$$

para los agentes con una baja necesidad de reservas.

También, $b_p = b_b = b$. Multiplicando la restricción presupuestaria para los agentes con una alta necesidad de reservas por n y la restricción presupuestaria para los agentes con una baja necesidad de reservas por $(1 - n)$, y agregándolos obtenemos:

$$\begin{aligned} \phi m_+ + \phi \tau^S b_+ &= n h_p + (1 - n) h_b + \phi \tau^S (1 + R) b - \phi (1 + i_l) (1 - n) l + \phi (1 + i_d) n d - \phi Tax \\ &= n h_p + (1 - n) h_b + \phi \tau^S (1 + R) b - (1 - n) \phi (1 + i_l) l + n \phi (1 + i_d) d - \phi Tax \end{aligned}$$

Recordemos que ϕTax iguala el interés real pagado a los tenedores del Tesoro. Por lo tanto, $Tax = \tau^S R b$. También las condiciones de estacionariedad y de compensación del mercado nos dan que $\phi \tau^S b_+ = \phi \tau^S b = \phi \tau^S \bar{B}$. Por lo tanto, tenemos:

$$\phi m_+ = n h_p + (1 - n) h_b - (1 - n) \phi (1 + i_l) l + n \phi (1 + i_d) d$$

y usando (21), conocemos que $M_{+1} = M - (1 - n) i_l l + n i_d d$. Los agentes con una baja necesidad de reservas depositan todas sus tenencias de reservas esto es $d = m + p q_s = m + (1 - n) p q / n$. A partir de la restricción presupuestaria de los agentes con una alta necesidad de reservas, obtenemos $p q = m + l$, de modo que $d = m + (1 - n)(m + l) / n$. Por lo tanto:

$$\begin{aligned} \phi m_+ &= n h_p + (1 - n) h_b - (1 - n) \phi l + n \phi M_+ - \phi M \\ 0 &= n h_p + (1 - n) h_b - (1 - n) \phi l + n \phi [m + (1 - n)(m + l) / n] - \phi M \\ 0 &= n h_p + (1 - n) h_b \end{aligned}$$

8. Prueba de la proposición 8

Primero, consideremos cuál nivel de inflación puede ser alcanzado con un sistema de bandas cuando $\Delta = 1$. Recordemos que la asignación de equilibrio está dada por:

$$\frac{1 - \beta(1 + R)}{\beta(1 + R)}(1 - n)[u'(q) / \Delta - 1]$$

$$q = z_l F(\Delta, z_\pi)$$

Mientras que γ está dado por (37), donde $q = z_m + z_l$. Por lo tanto:

$$\gamma = 1 + i_d - \frac{(1 - n)(\Delta - 1)}{(1 + i_d)[F(\Delta, z_\pi) - 1]} + \frac{z_\pi}{z_l[F(\Delta, z_\pi) - 1]}$$

Lo cual, dado Δ y $(1 + i_d)$ implícitamente define z_π como una función de γ . Estableciendo $z_\pi = \Pi[F(\Delta, z_\pi) - 1]$. Observamos que dado Π , z_π sólo depende de los parámetros del modelo. Entonces, reemplazando (44) y dejando que $\Delta \rightarrow 1$, obtenemos:

$$\gamma = 1 + i_d - \frac{R}{(1 + i_d)(1 + R)} + \frac{\Pi}{z_l}$$

Como una consecuencia, γ es factible bajo un sistema de bandas, si existe un i_d y Π , tal que la ecuación anterior se mantiene (observe que z_l está limitado por encima por q^*). Observamos que $\gamma = 1 / (1 + R)$ es factible cuando establecemos $i_d = 0$, y $\Pi = 0$. En cualquier caso, el equilibrio q resuelve:

$$(50) \quad \frac{1}{\beta(1 + R)} = (1 - n)u'(q) + n$$

A continuación consideramos los niveles de la inflación que pueden ser alcanzados con un sistema de operaciones de mercado abierto. Recordemos que la inflación en un sistema de operaciones de mercado abierto está dado por:

$$(1 - n)u'\left(\frac{Rz_{\bar{B}} - z_\pi}{1 - \gamma}\right) + n = \frac{\gamma}{\beta}$$

Esto una vez más, define implícitamente z_π como una función de γ . Así, cualquier γ tal que $z_\pi \geq 0$ es definido por esta ecuación como una tasa de inflación factible. En este caso, el equilibrio q está dado por:

$$(51) \quad \frac{\gamma}{\beta} = (1 - n)u'(q) + n$$

Dadas (50) y (51), resulta claro que siempre y cuando $\gamma > 1/(1+R)$, siempre el bienestar es superior al implementar la política monetaria con el sistema de bandas.

REFERENCIAS

- Berentsen, A., G. Camera y C. Waller (2004), "The distribution of Money and prices in an equilibrium with lotteries", *Economic Theory*, vol. 24, pp. 887-906.
- Berentsen, A., y C. Monnet (2007), *Monetary Policy in a Channel System*, texto mimeografiado.
- Bewley, T. (1980), "The optimum quantity of Money", en J. H. Kareken y N. Wallace (eds.), *Models of Monetary Economies*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis.
- Ennis, H., y J. Weinberg (2007), "Interest on Reserves and Daylight Credit", *Economic Quarterly* (Federal Reserve Bank of Richmond), vol. 93, pp. 111-42.
- Furfine, C. (1999), "The Microstructure of the Federal Funds Market", *Financial Markets, Institutions, and Instruments*, vol. 8, n° 5, pp. 24-44.
- Goodfriend, M. (2002), "Interest on Reserves and Monetary Policy", *Economic and Policy Review* (Federal Reserve Bank of New York), vol. 8, n° 1, pp. 85-94.
- Green, E., y R. Zhou (2005), "Money as a mechanism in a Bewley economy", *International Economic Review*, vol. 46, pp. 351-371.
- Hamilton, J. (1996), "The Daily Market for Federal Funds", *Journal of Political Economy*, vol. 104, n° 1, febrero, pp. 26-56.
- Holthausen, C., C. Monnet y F. Wurtz (2007), *Implementing Monetary Policy With No Reserve*, texto mimeografiado.
- Kocherlakota, N. (1998), "Money is Memory", *Journal of Economic Theory*, vol. 81, pp. 232-51.
- Kocherlakota, N. (2003), "Societal benefits of illiquid bonds", *Journal of Economic Theory*, vol. 108, pp. 179-93.
- Koepl, T., C. Monnet y T. Temzelides, "A Dynamic Model of Settlement", *Journal of Economic Theory*, de próxima publicación.
- Lagos, R., y R. Wright (2005), "A Unified Framework for Monetary Theory and Policy Analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 113, pp. 463-84.

- Poole, W. (1968), "Comercial Bank Reserve Management in a Stochastic Model: Implications for Monetary Policy", *The Journal of Finance*, vol. 23, pp. 769-91.
- Shi, S. (2005), "Nominal Bonds and Interest Rates", *International Economic Review*, vol. 45, pp. 579-612.
- Wallace, N. (2001), "Whither Monetary Economics?", *International Economic Review*, vol. 42, pp. 847-69.
- Whitesell, W. (2006a), "Interest Rate Corridors and Reserves", *Journal of Monetary Economics*, vol. 53, pp. 1177-95.
- Whitesell, W. (2006b), *Monetary Policy Implementation Without Averaging or Rate Corridors*, Federal Reserve Board (Financial and Economics Discussion Series, nº 22).
- Woodford, M. (2000), "Monetary Policy in a World Without Money", *International Finance*, vol. 3, pp. 229-60.
- Zhou, R. (2000), "Understanding intraday credit in large-value payment systems", *Economic Perspective* (Federal Reserve Bank of Chicago), tercer trimestre, pp. 29-44.

Elizabeth Bucacos

Real (effective) exchange rate in Uruguay: a periodic cointegration approach

I. INTRODUCTION

It is not a trivial question to know whether the real effective exchange rate (*REER*) is stationary or not because, among other reasons, the effects of random shocks could be temporary or last forever. This feature is a crucial one for policy purposes when it is taken into account the role played by the *REER* in the resource allocation mechanism and the profitability among different economic sectors. There are a number of reasons why a particular time series could resemble nonstationary, from the happening of structural breaks to the mistreatment of its seasonal pattern. Sometimes, structural breaks affect the long-run relationship among the cointegrated time series involved¹ but

¹ It is well-known that the cointegration modelling approach is more prone to suffer from structural breaks in the long-run relationships.

This paper has greatly benefited from the data and insights provided by Jorge Basal (Short-term Macroeconomic Analysis Department at the Central Bank of Uruguay) and enriched by comments made by David Dupuis (Bank of Canada) in the XII Meeting of the Network of Researchers of Central Banks held in Madrid, 2007. The opinions expressed herein are those of the author's and do not reflect necessarily those of the Central Bank of Uruguay (ebucacos@bcu.gub.uy).

the short-run specification stands still. And if a stable functional specification of the *REER* could be found taking into account those breaks, the effects of any shock are expected to fade away in the long run. The same reasoning is true for the incorrect approach to the actual nature of the seasonal pattern of the time series tied up by a common performance in the long-run, that is to say, time series that are cointegrated. Different long-run elasticities (preferences) and different speeds of adjustment towards long-run equilibria could be misunderstood as instability signals instead of just logical features stemming from the combination of the stochastic seasonal patterns of periodically cointegrated time series.

Usually, the seasonal component of many economic time series is treated as if it were a totally deterministic phenomenon which implies that it is unchangeable and could be perfectly forecasted. But for many time series seasonality can be stochastic and sometimes “Spring” may become “Summer” and others “Autumn”. In addition, cointegrated time series could share stable long-run relationships but could have variable seasonal patterns that may not coincide in the short run. Models that disregard the true nature of the seasonal component could lead to inconsistent estimations, statistical inference errors and economic policy biases.

In this paper the *REER* for Uruguay is estimated for the 1983:1-2006:4 period using a periodic cointegration approach. In that way, cointegrated time series that have stochastic seasonal patterns could render stable long-run preferences that nevertheless change with the season (quarter) and different speeds of adjustment to long-run equilibrium relationships according to the season (quarter).

The plan of this paper is as follows. In the next session, the analytical framework is presented and statistical properties of the time series involved are analyzed. Then, periodical cointegration approach is briefly explained and performed. Finally, some concluding remarks are drawn.

II. ANALYTIC FRAMEWORK AND TIME SERIES INVOLVED

In this paper, I will take a definition of *external* real exchange rate² and concentrate on trying to describe its data generating

² *External* real exchange rate measures the purchasing power of domestic currency by comparing the same bundle of goods between two economies;

process through a periodic cointegration error-correction approach.³

II.1 Definition of *RER*

As the real exchange rate (*RER*) is just a relative price between two consumption bundles, there can be as many definitions of *RER* as types of bundles considered. For instance, it could be defined as the relationship between the domestic consumer price index (*P*) and the foreign consumer price index (*P**), both expressed in a common currency:

$$(1) \quad RER = \frac{E P^*}{P},$$

where *E* is nominal exchange rate (domestic currency per unit of foreign currency). This relationship can be expressed as a bilateral or a multilateral one and the latter is referred to as real *effective* exchange rate. In *REER*, each bilateral relationship expressed in a common currency such as US dollars (*RER^{cc}*) is weighed according to the relative importance of each country in the domestic country international trade, α_i :

$$(2) \quad REER = \sum_{i=1}^m \alpha_i RER_i^{cc},$$

where *m* is the number of commercial partners in the domestic country international trade.

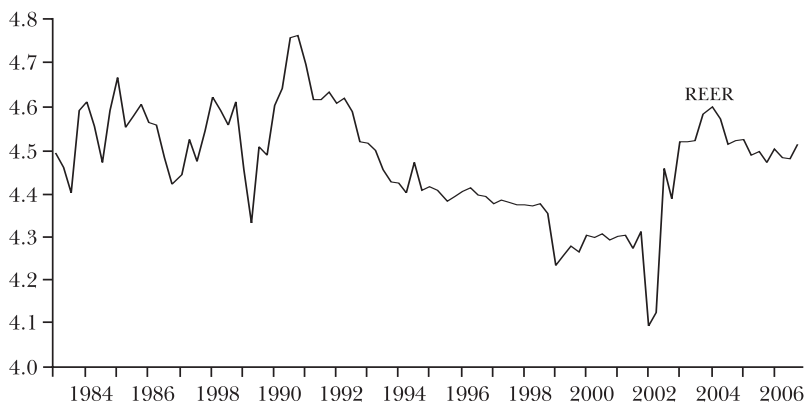
The Purchasing Power Parity (PPP) theory points out that international trade arbitrage guarantees that the price of the same bundle in different countries must be the same expressed in a common currency. That leads to a constant unit value for the *RER*. In its relative version, PPP establishes that through international trade arbitrage the rate of change of domestic and foreign prices expressed in the same currency must be the same. This implies that *RER* should be constant. Nevertheless, should the *RER* be stationary, transitory deviations could be allowed in the short run for the *RER* should converge to its fundamentals in the long run. According to the literature, there

internal real exchange rate measures the relative price of tradable goods in terms of the price of nontradable ones both produced in the domestic economy. The former is better in order to evaluate the impact of nominal shocks in the economy while the latter is particularly useful to analyze the effects of shocks on tradable good sector productivity. See Hinkle and Montiel (1999).

³ It is more appropriate to address *error-correction* models as *equilibrium-correction* ones. See Ahumada (2006).

are a number of fundamentals for the *REER*: productivity, consumption, fiscal policy, capital flows, foreign and domestic interest rates, terms of trade, openness degree.

GRAPH 1. REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATE IN URUGUAY: THE TARGET VARIABLE, 1984-2006



II.2 Theoretical framework

Many theoretical models have been designed in order to explain *RER* performance related to the evolution of its fundamentals. Mundell (1971), Dornbusch (1980), Edwards (1989), Hinkle and Montiel (1999), among others. More recently and for the Uruguayan economy, Aboal (2002), and, Gianelli and Mednik (2006) whose paper I will follow more closely.

The real exchange rate is perceived as such a crucial ratio that guarantees simultaneous balance of both domestic and external sectors. That is to say, it is assumed that there is an underlying relationship between absorption and *RER* so as to balance both of them. But the sign of it defers depending on which equilibrium is to be restored. If the economy is in equilibrium, an excess demand of nontradable goods (an increase in absorption) needs to be compensated by a negative excess demand of tradable goods through a real appreciation. So, the relationship between absorption and *RER* is negative. If the economy is in equilibrium, an excess demand of nontradable goods leads to a current account deficit which requires a real depreciation to restore equilibrium. So, the relationship between absorption and *RER* is positive.

The obvious way to follow this research is to focus on the fundamentals of absorption in order to try to capture an assumed stable long-run relationship among *RER* and those ones.

II.2.1 Productivity (π)

Balassa (1964) argues that productivity growth is different not only for each economic sector but also for each economy and that it is in fact higher in the tradable good sectors. The Balassa-Samuelson effect points out that a rise in productivity appreciates *RER*. On the one hand, a rise in the tradable sector relative productivity would increase tradable output and decrease tradable good prices. On the other, it would increase labor demand and reallocate labor inputs from nontradable good sectors to tradable ones which would increase wages economy-wide. This implies a negative supply shock to the nontradable good sector which requires a change (rise) in its relative price in order to restore long-run equilibrium. Those two effects would make *RER* appreciate.

II.2.2 Consumption (CT, CN)

A rise in consumption of tradable goods would deteriorate the current account and would need a real depreciation to restore equilibrium. A rise in consumption of nontradable goods would cause an excess demand, a rise in nontradable good prices and a real appreciation. There is compelling evidence that points out that government consumption (*G*) is more intensive in nontradable goods than private consumption is.

II.2.3 Fiscal policy

As long as taxes are not distortionary, it seems that only the level and composition of fiscal expenditure are relevant in the long-run determination of *RER* disregarding the sources of financing that budget. Nevertheless, Ricardian equivalence may not hold when a particular indebtedness policy could generate a positive real effect and a real appreciation in the short run.

*II.2.4 Capital flows (*k*)*

Capital flows are regarded as a loosen of the economy budget constraint which increases absorption levels at least in the short run. Furthermore, nontradable excess demand would rise its price and appreciate *RER*. But the actual effects of capital flows on *RER* depend on the type of flows received by the economy. If those capital flows are permanent, *RER* would appreciate; if

those capital flows are only transitory and must be reimbursed later plus their corresponding interests, *RER* could depreciate in the long run. (See Morrisey et al., 2004).

II.2.5 Foreign, domestic and net real interest rates (i^ , i , in)*

Another way of loosening the foreign budget constraint is a drop in international real interest rates. That would mean a higher commercial deficit with a real appreciation. In the domestic sector, a drop in international real interest rates would push down investment costs making new projects rewarding, fostering nontradable demand and appreciating *RER*.

MacDonald and Ricci (2003) suggest that real interest rate differentials could capture a Balassa-Samuelson residual left out because of measurements problems in the productivity proxy used in the calculus. In fact, real domestic interest rate is the price of capital within the economy and a rise in that with respect to the international one, could be interpreted as a capital productivity rise which would lead to a real appreciation.

II.2.6 Terms of trade (TOT)

A rise in the terms of trade is expected to appreciate *RER*. A higher exportable price relative to the importable one attracts resources to the tradable sector similar to a negative supply shock to the nontradable sector. With a positive wealth effect caused by higher *TOT*, an excess demand for nontradable goods appears which appreciates *RER*. There is a second order effect that would depreciate *RER* stemming from the fact that the relative reduction of importable prices could reduce nontradable demand.

In commodity-export economies such as Uruguay, the effects of changes of terms of trade are expected to be significant (Dutch disease).

II.2.7 Openness degree (OD)

An increase in the degree of openness of the domestic economy would cause commercial account deficit through an increase in the importable demand and would require *RER* to depreciate to restore equilibrium. Internally, two shocks would appear: a positive supply one, because of the cheapening of imported inputs and a negative demand one, because of consumption substitution from nontradable goods to imported ones.

Both shocks lead to a reduction in nontradable prices and a real depreciation.

The underlying relationship among *REER* and its fundamentals to be revised in the course of this investigation can be expressed as:

$$(3) \quad REER = f(\pi^-, CT^+, CN^-, G^-, K^-, r^{*+}, r^-, in, TOT^-, OD^+),$$

where the sign on the upper right of each variable reflects the expected marginal response of *REER* to marginal changes in each fundamental. The variables that will be actually considered will depend on data availability and will be the remaining ones after cointegration tests are performed:

$$(3') \quad REER = f(G^-, in^-, TOT^-)$$

III. MODELLING APPROACH

III.1 Stochastic seasonality

Usually, the seasonal component of many economic time series is treated as if it were a totally deterministic phenomenon which implies that it is unchangeable and could be perfectly forecasted.⁴ But for many time series seasonality can be stochastic and sometimes “Spring” may become “Summer” and others “Autumn”.

Graph 2 plots the ratios of Uruguayan *REER* (from now on, *REER*) levels corresponding to each quarter related to their annual average. Ideally, each line would have its own shape without crossing among them. Conversely, when two (or more) of those series cross each other, that particular observation could not be clearly identified as belonging to a specific quarter (meaning that “Spring” became “Summer”).

Analyzing the evolution of the *REER* in 2003:I-2006:IV, it can be said that almost half of the time Q1 (Summer)⁵ is above its annual average, followed by Q4 (Spring), Q2 (Autumn) and Q3 (Winter). It seems that *REER* grows from Winter, jumps two steps into Spring, another one in Summer when it reaches

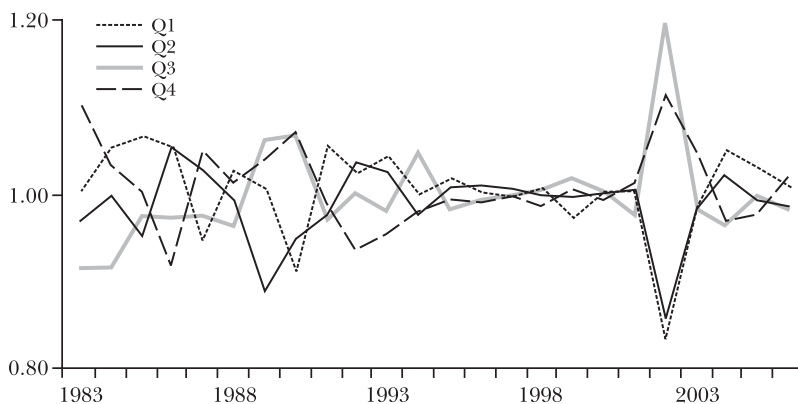
⁴ A totally deterministic seasonal process is such one that it is generated by dummy variables:

$$x_t = \mu_t, \quad \text{where} \quad \mu = m_0 + m_1 S_{1t} + m_2 S_{2t} + m_3 S_{3t}$$

⁵ In the Southern Hemisphere, Q1 is Summer, Q2 is Autumn, Q3 is Winter and Q4 is Spring.

its peak and then slows down two more steps into Autumn. But this seasonal pattern is not the same year after year. Quite the contrary, the first quarter is “leader” only 42% of the sample, while the lowest *REER* quarterly level with regard to its annual average is disputed between Winter and Spring. Only Autumn remains in third place 50% of the time. This changing seasonal pattern may be indicative of a stochastic (instead of deterministic) phenomenon, for seasonality could not be perfectly forecasted.

GRAPH 2. REER: QUARTERLY LEVEL OVER ANNUAL AVERAGE LEVEL, 1983-2006



Seasonally integrated time series, that is, series that have a seasonal unit root, have “long memory” such that shocks may last forever and in that way they could change the seasonal pattern permanently. Models that disregard the true nature of the seasonal component could lead to inconsistent estimations, statistical inference errors and economic policy biases.

In addition, cointegrated time series (with seasonal unit roots) could share stable long-run relationships but could have variable seasonal patterns that may not coincide in the short run. This topic is going to be analyzed next.

III.2 Periodic cointegration

Periodic cointegration models allow that both long-run parameters and adjustment coefficient vary with the season. It can be the case that there is an adjustment towards the *LR* relationship in each season (totally cointegrated) or that there is no adjustment in some of the seasons (partially cointegrated).

The final specification should be:

$$(4) \quad \Delta_4 y_t = \lambda_s (y_{t-4} - \theta'_s z_{t-4}) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta_4 y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta'_i \Delta_4 z_{t-i}$$

where y_t is the dependent variable (*REER*), z_t is an independent variable vector, λ_s reflects adjustment parameters in season s and θ_s is the long-run parameter vector in season s .

In order to perform a periodic cointegration estimation, it is imperative to investigate the existence of unit roots in the different seasons s for each time series. Franses (1996) proposes to start from analyzing the periodic autocorrelation of each time series, then write it down as a vector of quarters representation (VQ) and finally test whether the corresponding characteristic equation has a unit root (UR). If only one UR is found, and the others lie outside the unit circle then, it can be said that there is a common trend and three cointegrating relationships. For the explanatory variables Franses advises to use Hegy test.

In a second step, it should be analyzed the possibility of more than one cointegrating relationships in a periodic Error Correction Model (ECM), where all variables are transformed into (periodically) stationary time series through the Δ_4 filter. Next, it should be tested whether there is partial or total periodic cointegration (Wald cointegration tests) between *REER* and its fundamentals. If the null hypothesis of no cointegration is rejected, then it must be tested whether long-run elasticities are the same (including long-run intercepts) and whether adjustment parameters are the same. Finally, weak exogeneity tests must be performed in order to rule out alternative specifications.

III.3 Time series identification

In this section, I will characterize the time series involved in this study focusing mainly on the seasonal component of each one.

III.3.1 Unit roots

Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (Hegy, 1990) propose a test to determine whether a univariate time series has unit roots both at seasonal and at zero frequencies (long run). That test follows the standard Dickey-Fuller approach, with transformed series to cover special cases.

Hegy use the factorization derived from the known Box and Jenkins seasonal filter for quarterly data:

$$(1 - B)^4 = (1 - B)(1 + B)(1 + B^2)$$

CHART 1. SEASONAL INTEGRATION TESTS (HEGY)

Sample: 1983.1-2006.4

Time series	Auxiliary regression		Values in the sample				F $\pi_3 \cap \pi_4$
	Deterministic part	Dependent variable lags	t π_1	t π_2	t π_3	t π_4	
REER	I	1, 2, 3	-2.88	-5.01 ^b	-4.06 ^b	-2.04 ^a	10.32 ^b
Productivity	I	1	-3.33 ^a	-0.36	-1.92 ^a	-0.31	1.90
	I, SD _{1,2,3}	-	-2.50	-5.07 ^b	-7.43 ^b	-4.47 ^b	57.00 ^b
Gov Consumption	I	-	-2.19	-2.09 ^a	-2.67 ^b	0.41	3.66 ^a
	I, SD ₁	1	-1.77	-4.48 ^b	-5.12 ^b	-0.61	13.15 ^b
Foreign int.rate	I, T	-	-3.24	-7.52 ^b	-5.35 ^b	-6.55 ^b	52.03 ^b
Net interest rate	-	-	-2.08 ^a	-6.05 ^b	-6.94 ^b	-4.74 ^b	54.51 ^b
	I, SD _{1,3}	1, 2	-2.47	-5.77 ^b	-4.04 ^a	-4.16 ^b	20.27 ^b
Terms of trade	I	1, 2	-2.62	-1.68	-2.51 ^a	-0.67	3.40 ^a
	I, SD ₁	1, 2, 3	-2.19	-2.74	-3.38	-0.68	5.83
Critical values for REER							
w/o seasonal dummies, at 5%			-2.88	-1.95	-1.90	-1.68	3.08
w/o seasonal dummies, at 1%			-3.47	-2.61	-2.61	-2.38	4.77
Critical values for π							
w/o seasonal dummies, at 5%			-2.88	-1.95	-1.90	-1.68	3.08
w/o seasonal dummies, at 1%			-3.47	-2.61	-2.61	-2.38	4.77
w/ seasonal dummies, at 5%			-2.95	-2.94	-3.44	-1.96	6.57
w/ seasonal dummies, at 1%			-3.55	-3.60	-4.06	-2.78	8.74
Critical values for G							
w/o seasonal dummies, at 5%			-2.88	-1.95	-1.90	-1.68	3.08
w/o seasonal dummies, at 1%			-3.47	-2.61	-2.61	-2.38	4.77
w/ seasonal dummies, at 5%			-2.95	-2.94	-3.44	-1.96	6.57
w/ seasonal dummies, at 1%			-3.55	-3.60	-4.06	-2.78	8.74
Critical values for i*							
w/o seasonal dummies, at 5%			-3.47	-1.94	-1.89	-1.65	2.98
w/o seasonal dummies, at 1%			-4.07	-2.58	-2.56	-2.38	4.70
Critical values for in							
w/o seasonal dummies, at 5%			-1.97	-1.92	-1.90	-1.68	3.12
w/o seasonal dummies, at 1%			-2.60	-2.61	-2.55	-2.43	4.89
w/ seasonal dummies, at 5%			-2.95	-2.94	-3.44	-1.96	6.57
w/ seasonal dummies, at 1%			-3.55	-3.60	-4.06	-2.78	8.74
Critical values for							
w/o seasonal dummies, at 5%			-2.88	-1.95	-1.90	-1.68	3.08
w/o seasonal dummies, at 1%			-3.47	-2.61	-2.61	-2.38	4.77
w/ seasonal dummies, at 5%			-2.95	-2.94	-3.44	-1.96	6.57
w/ seasonal dummies, at 1%			-3.55	-3.60	-4.06	-2.78	8.74

NOTES: The time series are: REER= Real effective exchange rate, π = productivity, G = government consumption as a share of GDP, i* = foreign interest rate, in = net interest rate, TOT = terms of trade. The auxiliary regression can be augmented by its deterministic part: intercept (I), trend (T), deterministic seasonal dummies (SD_i, i = 1, 2, 3, 4) or by lags in the dependent variable. Critical values correspond to *t-values* of Dickey-Fuller distribution and to *F-values* for 5%. They were taken from HEGY (1990) and Fuller (1976) for $t_{\pi 1}$ and $t_{\pi 2}$ and Dickey, Hasza and Fuller (1984) for $t_{\pi 3}$. Different sample sizes were used for each regression, depending on the number of lags needed to obtain uncorrelated errors.

^a Indicates rejection of unit root hypothesis at 5%. ^b Indicates rejection of unit root hypothesis at 1%.

where B is the lag operator. If the time series x_t has unit roots at all seasonal frequencies $\theta = 0, 1/4, 1/2, 3/4$ of one cycle (2π), each one of the expressions $(x_t - x_{t-1})$, $(x_t + x_{t-1})$, $(x_t + x_{t-2})$ and $(x_t - x_{t-2})$ is non stationary. Assuming that the data are generating by a general autoregressive process, $\phi(B)x_t = \varepsilon_t$, an expansion around the values $\theta_k = +1, -1, +i, -i$ defines a procedure for testing the integration order of the series through an extension of the zero-frequency Dickey-Fuller procedure. The test is based on the auxiliary equation:

$$y_{4t} = (1 - B^4)x_t = \pi_1 y_{1t-1} + \pi_2 y_{2t-1} + \pi_3 y_{3t-2} + \pi_4 y_{3t-1} + \varepsilon_t$$

where:

$y_{1t} = (1 + B + B^2 + B^3)x_t$ is the observed time series adjusted by the seasonal unit roots in $\theta = 1/4, 1/2, 3/4$

$y_{2t} = -(1 - B + B^2 - B^3)x_t$ is the observed time series adjusted by the seasonal unit roots in $\theta = 0, 1/4, 3/4$

$y_{3t} = -(1 - B^2)x_t$ is the observed time series adjusted by the seasonal unit roots in $\theta = 0, 1/2$.

Tests for UR at frequencies $0, 1/2, 1/4$ are based on *t-values* for π_1 and π_2 which are distributed as a Dickey-Fuller distribution and an F test $\pi_3 \cap \pi_4$; when $\pi_4 = 0$, it is used *t-value* for π_3 .

According to the results presented in Chart 1, all time series analyzed are integrated of order one at zero frequency at 1%; *terms of trade* has also unit roots at biannual and annual frequencies and *REER* has a unit root at $3/4$ frequency. The tests performed have difficulty in separating a unit root at the $1/4$ and $3/4$ frequencies from a seasonal deterministic pattern. When standard Hegy tests are applied without seasonal dummy variables, *productivity*, *government consumption* and *terms of trade* seem to be integrated of order one at all frequencies; on the other hand, when deterministic seasonal variables are added, the joint test rejects nonstationarity of *productivity* and *government consumption* at $1/4$ and $3/4$ frequencies (at 1%). A similar result is found for *net interest rate*, which seems to have a unit root both at zero and at $1/4$, at 5%. On the other hand, *foreign interest rate* has only one unit root at zero frequency (long run).

III.3.2 Periodic autoregressive representation

A periodic autoregressive model of order ρ , PAR(ρ), is expressed as:

$$(5) \quad y_t = \mu_t + \phi_{1s} y_{t-1} + \dots + \phi_{\rho s} y_{t-\rho} + \varepsilon_t$$

where μ_t is an interception term that varies with the season s (quarter), and $\phi_{1s}, \dots, \phi_{\rho s}$ are autoregressive parameters up to order ρ that could change with the season s , $s = 1, 2, 3, 4$. It is assumed that ε_t is a standard white noise process with constant variance σ^2 , although that assumption could be relaxed to allow seasonal variance σ_s^2 .

A quarterly time series is *periodically integrated of order one*, PI(1), when it is needed a filter $(1-\alpha_s B)$ to remove the stochastic trend from it; α_s , the seasonally-variable parameters, verify that $\alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4 = 1$ and $\alpha_s \neq \alpha$ for all $s = 1, 2, 3, 4$. This definition indicates that PI nests the usual $(1-B)$ filter and the $(1+B)$ filter too, which corresponds to the seasonal unit root at the biannual frequency. As Franses (1996) points out, this suggests that a useful strategy in the case of three cointegrating relations in Y_T ⁶ is first to check whether $\alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4 = 1$ and then to check whether $\alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4 = -1$.

Franses (1996) advises first to choose the order of periodic autocorrelation, next to test periodic variation of the parameters and finally to test for unit roots. He says,

“... Since a periodic autoregression allows the AR parameters to take different values in different seasons, it seems natural to allow for the possibility of periodically varying differencing filter which can be used to remove the stochastic trend. A specific periodic differencing filter corresponds to the notion of periodic integration (PI)”... “The implication of periodic integration is that the stochastic trend and the seasonal fluctuations are not independent, in the sense that accumulation of shocks can change the seasonal pattern and that the time series cannot be decomposed in two strictly separate trend and seasonal components.”

There are two possible ways of choosing ρ , the order of periodic autocorrelation. According to one of them, the analyst can concentrate on the residuals coming from a non periodic autoregressive model; according to the other one, the analyst can estimate a PAR(ρ) model, choose ρ using conventional criteria for model selection and then check whether there is periodic variation in the autoregressive parameters.

Usually, time series residuals give some guidelines of their underlying data generating process. Autocorrelation and time-varying variance of the residuals may be signs of different coefficients for each season (quarter) in an autoregressive representation of a particular time series. In Chart 2 it is presented a summary of one of the procedures used in this paper to determine

⁶ The time series y_t is expressed in its vector of quarters representation.

the number of periodic autoregressive parameters for the time series assumed to be the real fundamentals of the REER for Uruguay.

CHART 2. ORDER SELECTION IN PERIODIC AUTOREGRESSIVE MODELS, PAR(ρ): TESTS BASED ON ESTIMATED RESIDUALS FROM NON PERIODIC AR(k) MODELS FOR CONVENIENTLY TRANSFORMED TIME SERIES

Variables	Time series	k	Diagnostic statistic values					ρ
			$F_{AR,1-1}$	$F_{AR,1-4}$	$F_{PIAR,1-1}$	$F_{PIAR,1-2}$	F_{SH}	
REER	$\Delta_4 REER_t$	5	0.00 (1.00)	0.00 (1.00)	1.46 (0.22)	2.20 ^a (0.07)	0.45 (0.71)	1
Productivity	$\Delta_4 \pi_t$	5	1.65 (0.20)	3.29 (0.02)	0.56 (0.69)	0.94 (0.49)	1.05 (0.37)	1
Gov. Consumption	$\Delta_4 G_t$	4	7.53 (0.01)	4.14 (0.004)	0.67 (0.61)	0.68 (0.71)	0.43 (0.73)	1
Foreign int. rate	$\Delta_1 i^*_t$	5	6.24 ^b (0.01)	2.59 ^a (0.04)	4.20 ^b (0.00)	4.32 ^b (0.00)	1.71 (0.17)	2
Net int. rate	$\Delta_1 in_t$	10	5.52 ^b (0.02)	1.33 (0.27)	1.45 (0.22)	1.40 (0.21)	0.47 (0.71)	1
Terms of trade	$\Delta_4 TOT_t$	4	10.87 ^b (0.01)	3.54 ^b (0.01)	0.93 (0.45)	1.91 (0.07)	1.18 (0.32)	1

NOTES: All time series are transformed according to seasonal and non-seasonal UR tests results, see Chart 1. Diagnostic statistics are: residual autocorrelation of order 1 and order 1-4(4 lags), $F_{AR,1-1}$ $F_{AR,1-4}$; periodic residual autocorrelation of order 1 and order 1-2 (2 lags), $F_{PIAR,1-1}$ $F_{PIAR,1-2}$ and seasonal heteroskedasticity, F_{SH} . The *periodic residual autocorrelation* test is based on the auxiliary regression: $\hat{v}_t = \sum_{s=1}^4 \eta_s x_{t-s} + \sum_{s=1}^4 (\psi_{1s} D_{s,t} \hat{v}_{t-1} + \dots + \psi_{ms} D_{s,t} \hat{v}_{t-m}) + u_t$ applied on the residuals v_t that come from an AR(k) model on the x_t time series, where $x_t = \Delta_j z_t$. Under the null hypothesis of no periodic autocorrelation of order m, $\psi_1 = \dots = \psi_m = 0$, the F statistic follows a standard F distribution asymptotically with (4m, n-k-4m) degrees of freedom. Critical values for m=1 are 2.46 (5%) and 3.51 (1%) and for m=2 are 2.03 (5%) and 2.69 (1%). The *seasonal heteroskedasticity* test is based on the auxiliary regression: $\hat{v}_t^2 = w_0 + w_1 D_{1,t} + w_2 D_{2,t} + w_3 D_{3,t} + \lambda_t$. Under the null hypothesis of seasonal homoskedasticity, $w_1 = w_2 = w_3 = 0$, and the corresponding F statistic follows a F standard distribution with (3, n-k) degrees of freedom. Critical values are: 2.70(5%), 3.98 (1%). k stands for the order of the autoregressive process AR(k) while ρ stands for the order of the periodic autoregressive process PAR(ρ).

^a Significant at 5%. ^b Significant at 1%.

Another way of choosing the order of periodic autocorrelation is to adjust an equation such as:

$$(6) \quad x_t = \sum_{s=1}^4 \mu_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^4 \phi_{1,s} D_{s,t} x_{t-1} + \dots + \sum_{s=1}^4 \phi_{\rho,s} D_{s,t} x_{t-\rho}$$

with x_t the original time series⁷ and $s = 1, 2, 3, 4$. Standard AIC (Akaike Information Criteria) and SC (Schwarz Criteria) are used and it taken into account that parameters are estimated for different seasons. It is possible to perform an F test to analyze autoregressive-parameter significance of order greater than ρ , F_{PAR} . Besides, residuals could be tested in order to investigate periodic heteroskedasticity. Franses (1996) advises to use SC to choose the order of ρ as long as it could not be possible to reject the null hypothesis of $\Phi_{\rho+1,s} = 0$.

According to the results presented in Chart 3, all time series could be described as periodic autoregressive time series of order one, except for government consumption as a share of GDP and terms of trade, which appear to be periodic autoregressive time series of order two.⁸ Diagnostic analyses performed to detect residual autocorrelation, ARCH patterns, non normality and seasonal heteroskedasticity suggest that PAR(1) and PAR(2) models give a better description of the data.

The following step is to test for unit roots. We first write each PAR(1) process:⁹

$$(7) \quad x_t = a_s x_{t-1} + \varepsilon_t$$

as a VQ(1) representation:

$$(8) \quad X_T = \Phi_0^{-1} \Phi_1 X_{T-1} + \Phi_0^{-1} \varepsilon_T$$

and then analyze whether the root of the corresponding characteristic equation

$$(9) \quad |\Phi_0 - \Phi_1 Z| = (1 - \alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4) = 0$$

is outside the unit circle, that is, if $g(\alpha) < 1$, with $g(\alpha) = \alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4$.¹⁰ In other words, the following test is performed:

$$(10) \quad \begin{aligned} H_0: g(\alpha) &= \prod_{i=1}^4 \alpha_i = 1 \\ H_1: |g(\alpha)| &< 1 \text{ is periodically stationary} \end{aligned}$$

Once H_0 could not be rejected we have to investigate whether the hypotheses (a)-(b) are true:

⁷ Franses (1996) points out that it is not necessary to take first differences of the time series to remove stochastic trends when periodicity is being analyzed.

⁸ For G, Schwarz Criterion is used, given that F_{PAR} is rejected.

⁹ For PAR(2) processes, the notation is similar. See Franses (1996).

¹⁰ Some of the values of α may be greater than unity.

CHART 3. ORDER SELECTION IN PERIODIC AUTOREGRESSIVE MODELS, PAR(p): TESTS BASED ON ESTIMATED PAR(p) MODELS

Variables	ρ	Diagnostic statistic values						
		$F_{AR,1-1}$	$F_{AR,1-4}$	$F_{ARCH,1-1}$	$F_{ARCH,1-4}$	JB	F_{SH}	$F_{PAR,1-1}$
REER	1	0.00 (1.00)	0.00 (1.00)	0.01 (0.89)	0.06 (0.99)	2,316.7 ^b (0.00)	0.77 (0.52)	1.92 (0.11)
Productivity	1	0.00 (1.00)	0.00 (1.00)	0.32 (0.57)	0.52 (0.72)	25.87 ^b (0.00)	1.85 (0.19)	0.60 (0.66)
Gov. Consumption	6	0.00 (1.00)	0.00 (1.00)	2.33 (0.13)	0.76 (0.57)	6.18 (0.05)	1.46 (0.23)	0.22 (0.93)
Foreign int. rate	1	0.00 (1.00)	0.00 (1.00)	8.24 ^b (0.00)	7.16 ^b (0.00)	33.80 ^b (0.00)	3.69 ^b (0.00)	9.06 ^b (0.00)
Net int. rate	1	0.00 (1.00)	0.00 (1.00)	23.38 ^b (0.00)	5.57 ^b (0.00)	1.33 (0.51)	0.25 (0.86)	1.44 (0.23)
Terms of trade	2	0.00 (1.00)	0.00 (1.00)	2.03 (0.16)	3.13 ^a (0.02)	30.74 ^b (0.00)	6.17 ^b (0.00)	2.51 ^a (0.00)

NOTES: The order of ρ was chosen according to Schwarz Criteria:

$$SC(\rho) = n \log \sigma^2 + 4 \log n, \text{ with } n = 4N, \text{ the whole sample.}$$

The adjustment for REER (standard errors between parenthesis) is:

$$REER_t = 0.9984 D_{1t} REER_{t-1} + 0.9939 D_{2t} REER_{t-1} + 0.9998 D_{3t} REER_{t-1} + 1.0060 D_{4t} REER_{t-1} + \varepsilon_t$$

(253.11) (256.25) (256.22) (257.80)

The adjustment for productivity (standard errors between parenthesis) is:

$$\pi_t = -0.12 D_1 + 0.10 D_4 + 0.8079 D_1 \pi_{t-1} + 0.9345 D_2 \pi_{t-1} + 1.0268 D_3 \pi_{t-1} + 0.8448 D_4 \pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

(-19.14) (9.07) (8.96) (19.76) (20.85) (10.41)

The adjustment for government consumption (standard errors between parenthesis) is:

$$G_t = 1.011408 D_3 G_{t-3} + 0.9959 D_1 G_{t-4} + 0.9994 D_2 G_{t-4} + 1.0083 D_{4t} G_{t-6} + \varepsilon_t$$

(182.02) (164.42) (174.95) (179.84)

The adjustment for foreign interest rate (standard errors between parenthesis) is:

$$i_t^* = 1.0024 D_1 i_{t-1}^* + 1.0073 D_2 i_{t-1}^* + 0.9992 D_3 i_{t-1}^* + 0.9703 i_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

(50.71) (51.59) (51.67) (50.31)

The adjustment for net interest rate (standard errors between parenthesis) is:

$$in_t = 1.0339 D_1 in_{t-1} + 0.9728 D_2 in_{t-1} + 0.9935 D_3 in_{t-1} + 0.9508 D_4 in_{t-1} + \varepsilon_t$$

(44.39) (44.75) (44.76) (44.76)

The adjustment for terms of trade (standard errors between parenthesis) is:

$$TOT_t = 1.1068 D_1 TOT_{t-1} + 0.9140 D_3 TOT_{t-1} + 0.9836 D_4 TOT_{t-1} + 1.0173 D_2 TOT_{t-2} + \varepsilon_t$$

(80.83) (75.10) (74.01) (74.29)

Columns three to eight, test results on residuals of PAR(p) models are presented: F_{AR} (residual autocorrelation), F_{ARCH} (heteroskedasticity), JB (normality), F_{SH} (seasonal heteroskedasticity).

Periodic variation of autoregressive parameters is tested by $H_0: \phi_{js} = \phi$, for $s=1,2,3,4$ and $j=1,2,\dots, \rho$ and the statistic F_{PAR} is distributed as a standard $F(3\rho, n-(4+4\rho))$. Critical values are 2.70(5%) and 3.98(1%) for $\rho=1$ and, 2.21(5%) and 3.04(1%) for $\rho=2$.

^a Significant at 5%. ^b Significant at 1%.

$$(11) \quad \begin{aligned} H_o : \quad \alpha_s &= 1 & s &= 1, 2, 3 & (a) \\ H_o : \quad \alpha_s &= -1 & s &= 1, 2, 3 & (b) \end{aligned}$$

given that $\alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4 = 1$ implies either $\alpha_4 = 1$ or $\alpha_4 = -1$. The first one reduces the difference filter to (1-B) while the second one reduces the difference filter to (1+B), which is the corresponding filter to a seasonal root -1 . When the null hypothesis in (a) cannot be rejected, the PAR(1) process has a non seasonal unit root, that is to say, it is a PAR(1) process of a I(1) time series and is usually called PARI. When both null hypothesis (a) and (b) can be rejected, it is an AR(1) model periodically integrated, usually referred to as PIAR(1).

According to the results presented in Chart 4, *REER*, productivity, government consumption (as a share of GDP), LIBOR, net interest rate and *TOT* can be described as autoregressive models periodically integrated, that is to say, as non stationary autoregressive time series that need a filter of the type $(1-\alpha_s B)$ to remove their stochastic trend, being α_s the autoregressive parameters. In the next session, it will be analyzed the possible existence of periodic cointegration among them. The orders of the periodic AR models do not necessarily have to be equal, nor do the lengths of the autoregressive polynomials in each of the seasons have to be equal.

IV. PERIODIC COINTEGRATION APPROACH: APPLICATION TO *REER*

In this session, I will try to find a stable representation of the *REER* with respect to its fundamentals (given by the literature) that takes into account the statistical characteristics of the time series that were depicted in the previous session. That is to say, I will try to find an equation that combines the variable seasonal patterns of the time series involved in a way that renders stable but changing long-run relationships and adjustment parameters that change with the season.

IV.1 Definitions

Definition. Two periodically integrated processes y_t and x_t are cointegrated when the linear combination $y_t - \theta_s x_t$ can be described using a periodically stationary process, where θ_s is a seasonally varying parameter. (Franses, 1996, pp. 181.)

CHART 4. PERIODIC UNIT ROOT TEST: TWO-STEP PROCEDURE

Time series ^a	Statistics ^c			H ₀ : α ₁ = 1		H ₀ : α ₁ = -1		Type
	LR _g	LR _g	N(g(α)-1)	Sample value	p-value ^d	Sample value	p-value ^e	
				Sample value	p-value ^d	Sample value	p-value ^e	
REER	0.8719	-1.81	-3.78	7.28 ^g	0.06	1378,514 ⁱ	0.00	PIAR(1)
π	0.6549	-2.24	-8.89	6.75 ^g	0.08	3,769,8 ^h	0.00	PIAR(1)
G	1.0083	2.51	0.03	17.58 ⁱ	5e-4	280,681 ⁱ	0.00	PIAR(2)
i*	0.9789	0.31	-2.51	-0.56	0.16	31518.6 ^h	0.00	PIAR(1)
in	0.9442	1.83	-1.24	3.76 ^h	0.29	23,927.2 ^h	0.00	PIAR(1)
TOT ^f	0.0822	1.28	0.07	62.57 ^h	0.00	68,646 ^h	0.00	PIAR(2)

NOTES: When H₀: α₆ = 1 cannot be rejected, it is a PAR(ρ) process, that is, a PAR(ρ) process for an I(1) time series; when both H₀: α₅ = 1 and α₆ = -1 are rejected, it is an AR process of order ρ for a periodically integrated time series, PIAR(ρ).

^a Original time series, without any previous transformation. *REER*_{*t*} is real effective exchange rate, in logs; π is productivity, a difference of log variables; G, Government consumption as a ratio of GDP; *i** is foreign interest rate (LIBOR); *in* is net interest rate; *TOT* is terms of trade, in logs. ^b It is calculated as the product of estimated parameters shown in Chart 3, except for G and *TOT*. ^c The statistics are: 3.1 *Likelihood ratio* (LR); LR_g = n ln (SSR₀/SSR), obtained by comparing SSR (sum of squared residuals) of a LS estimation on $x_t = \sum_{i=1}^3 \alpha_i D_{it} x_{t-1} + \epsilon_t$, with respect to the SSR of a LS estimation imposing H₀: $x_t = \sum_{i=1}^3 \alpha_i D_{it} x_{t-1} + (\theta_1 \alpha_2 \alpha_3)^{-1} D_{4t} x_{t-1} + \epsilon_t$. In both cases, intercepts and trend variables are added when needed. 3.2 LR_g = (sgn(g(â)-1))LR₁^{1/2}, with g(â) evaluated at H₀. The 5 and 10 per cent asymptotic critical values are 9.24 and 7.52 (LR_g) and -2.86 -2.57 (LR_g). 3.3 N(g(â)-1) is similar to the one used for non periodic AR models scaled by N in order to compare with values reported by Fuller (1976), charts 8:5:1 and 8:5:2. ^d Statistics to the parameter restrictions related to the filter (1-B) are distributed X²(3). ^e Statistics to the parameter restrictions related to the filter (1+B) are distributed X²(3). ^f As *TOT* is a PAR(2) process it can be written in its periodically differenced form as: (TOT_t - α₁ TOT_{t-1}) = μ_t - β₃ (TOT_{t-1} - α₂ TOT_{t-2}) + ε_t, where α_{3-4k} = β₃ for k ∈ N and s = 1, 2, 3, 4. The investigation of the presence of unit roots amounts to investigate the solution to the characteristic equation, which is reduced to: (1 - β₁β₂β₃β₄z) (1 - α₁α₂α₃α₄z) = 0. Hence, *TOT* has a UR either when β₁β₂β₃β₄ = 1 or α₁α₂α₃α₄ = 1 and at most two UR when both products equal unity. (See Franses (1996), pp 99). The same reasoning applies to G. ^g Significant at 10%. ^h Significant at 5%. ⁱ Significant at 1%.}}

As Franses (1996) argues, the common trend property of two PIAR series implies that there is a single unity solution to the characteristic equation for a VQ model for vector processes Z_t . And a natural and simple test procedure seems to be given by evaluating the residuals from the OLS regression:

$$(12) \quad y_t = \hat{\mu}_s + \hat{\theta}_s x_t + \hat{u}_t$$

Franses (1996) suggests a two-step procedure similar to the Engle-Granger approach for the non periodic analysis which is the one that will be performed in this paper.

IV.2 The estimation

In the first step of the estimation procedure followed here, four long-run relationships are found, one for each quarter (season) s :

$$(13) \quad REER_{st} = \theta_{0s} + \theta_{1s} TOT_{st} + \theta_{2s} m_{st} + \theta_{3s} G_{st} + \varepsilon_{st}$$

Next, a periodic error correction equation is presented:

$$(14) \quad \Delta_4 REER_t = \sum_{s=1}^4 D_{st} \lambda_s (REER_{t-4} - \theta_{0s} - \theta_{1s} TOT_{t-4} - \theta_{2s} m_{t-4} - \theta_{3s} G_{t-4}) + \sum_1^m \Delta_4 REER_{t-i} + \sum_0^m \beta_1 \Delta_4 TOT_{t-i} + \sum_0^m \Delta_4 m_{t-i} + \sum_0^m \Delta_4 G_{t-i} + \sum_0^m \Delta_4 X_{t-i} + \varepsilon_t$$

where X is a vector of exogenous variables and $\Delta_4 Y$ is the fourth difference of the Y variable. Then, the existence of total or partial periodic cointegration is tested.^{11 12} The variables that stand before each long-run relationship, λ_s , are strictly negative as needed in order to verify cointegrating relationships.

The empirical evidence for Uruguay in the 1983:1-2006:4 period allows us to reject the absence of partial and total periodic cointegration hypothesis for the real effective exchange rate and its fundamentals. Besides, it is not possible to reject some restrictions on the adjustment parameters and long-run elasticities as well (See Chart 5). Finally, we arrive at the following PCM specification (standard deviations between parenthesis).¹³

¹¹ Franses (1996) distinguishes between periodic cointegration models (PCM) and periodic error-correction models (PECM): a PCM has seasonally varying cointegration relationships while in a PECM only the adjustment parameters are seasonally variable.

¹² There could be contemporaneous variables, provided they are weakly exogenous.

¹³ Dummy variables were added to the long-run relationships in: 1990:1 and 1990:3 (regional crisis) and 2002.2 (abandonment of nominal exchange

CHART 5. PERIODIC COINTEGRATION ANALYSIS

Dependent variable: Δ_4 REER. Sample: 1983:1-2006:4

Partial cointegration test

$H_0: d_s = 0, H_1: d_s \neq 0$ with $d_s = (\lambda_s, \lambda_s \delta_{is})$, $i = 1, 2, 3, s = 1, 2, 3, 4$

Season	W_s^a	Critical value ^c	Result
1	30.46	8.10	H_0 of no periodic cointegration in Q1 is rejected at 5%
2	9.79	8.10	H_0 of no periodic cointegration in Q2 is rejected at 5%
3	7.85	6.48	H_0 of no periodic cointegration in Q3 is rejected at 10%
4	33.91	8.10	H_0 of no periodic cointegration in Q4 is rejected at 5%

Total cointegration test

$H_0: d_s = (d_1, \dots, d_4)' = 0, H_1: d_s \neq 0$ with $d_s = (\lambda_s, \lambda_s \delta_{is})$, $i = 1, 2, 3, s = 1, 2, 3, 4$

W^b	Critical value ^c	Result
761.14	21.65	H_0 of no periodic cointegration in all quarters is rejected at 5%

^a Wald test for partial cointegration for season $s: W_s = (n-l) \frac{SSR_{O_s} - SSR_1}{SSR_1}$, where n

is the number of observations, l is the number of estimated parameters under H_1 , SSR_{O_s} and SSR_1 are the sum of squared residuals from the LS regressions under H_{O_s} and H_1 respectively, for $s = 1, 2, 3, 4$. ^b Wald test for total cointegration:

$W = (n-l) \frac{SSR_0 - SSR_1}{SSR_1}$, where n is the number of observations, l is the number of estimated parameters under H_1 , SSR_0 and SSR_1 are the sum of squared residuals from the LS regressions under H_0 and H_1 respectively. ^c Asymptotic distributions for W_s

and W statistics are not standard and they were derived by Boswijk and Franses (1996). I report the corresponding critical values for two (one weakly exogenous) variables and a significance level of 5% and 10%.

$$\begin{aligned}
 \Delta_4 REER_t = & -0.77 (REER-6.45+0.20 TOT+0.01im+0.98G)_{1,t-4} -0.45(REER-6.34+0.37TOT+0.009im)_{2,t-4} + \\
 (14) \quad & (0.14) \quad (0.31) (0.07) \quad (0.003) (0.20) \quad (0.09) \quad (0.33) (0.07) \quad (0.003) \\
 & -0.45(REER-7.18+0.20TOT+0.005im+1.80G)_{3,t-4} -0.77(REER-5.78+0.25TOT+0.011im)_{4,t-4} + \\
 & (0.09) \quad (0.37) (0.06) \quad (0.003) (0.21) \quad (0.14) \quad (0.39) (0.08) \quad (0.004) \\
 & +0.71\Delta_4 REER_{t-1} -0.004 (\Delta_4 E_{t-3} - \Delta_4 E_{t-4}) +0.69(\Delta_4 p_t^* - \Delta_4 p_{t-1}^*) +0.27(\Delta_4 p_{t1} - \Delta_4 p_{t2}) + \\
 & (0.04) \quad (0.001) \quad (0.05) \quad (0.13) \\
 & -0.15(\Delta_4 TOT_t - \Delta_4 TOT_{t-1}) + \varepsilon_t \\
 & (0.06)
 \end{aligned}$$

where E is nominal exchange rate (Uruguayan pesos per US dollars), p^* is foreign price aggregate index and p is (domestic)

rate target zone in Uruguay) and 2003.1 (domestic crisis that followed). Also, in order to improve short-run adjustment, outliers were taken care of when the corresponding error was greater than three times the standard error of the regression. That happened in: 1985:4, 1994:4, 2002:3, 2003:3, 2003:4 and 2004:3.

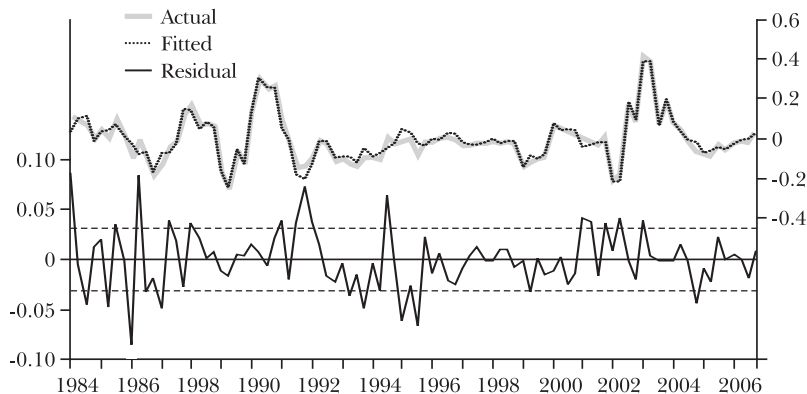
Consumer Price Index. The corresponding diagnostics are:

$$\bar{R}^2 = 0.93; \quad \sigma = 3.1\%; \quad F_{AR,1-1} = 0.00; \quad F_{AR,1-4} = 0.00;$$

$$F_{ARCH,1-1} = 3.37; \quad F_{ARCH,1-4} = 2.25; \quad JB = 4.23$$

which indicate a relatively good adjustment with a rather high standard deviation, though. Residuals are stationary, homoskedastic and normally distributed. As the only contemporaneous variable with the *REER* is *TOT*, it is tested weak exogeneity of *TOT* with respect to the parameters of the long-run relationship. To do so, an AR(4) model for Δ_4 *TOT* is regressed adding the cointegrating vectors from the PCM just found. The F statistic is lower than table values at 1% so it could not be rejected the hypothesis of weak exogeneity of *TOT* to long-run parameters determination. That is why the single-equation approach used in this study seems to be appropriate. Also, Granger non-causality from *TOT*, *in* and *G* to *REER* was rejected in the long-run relationships. As a result, this specification allows the investigator to make inferences and make forecasts as well.

GRAPH 3. PERIODIC COINTEGRATION ADJUSTMENT TO THE DATA, 1984-2006



In Chart 6 the results of restriction tests on parameters are presented. It can be seen that: *a*) adjustment coefficients reflect variable cost adjustments according to the quarter, but are the same for the first and fourth quarter and the second and third one; *b*) long-run elasticities are not the same, except for *TOT* in Q1 and Q3; *c*) *TOT* and *in* are always real fundamentals for the *REER* while *G* appears to have a stable long-run relationship with *REER* only in the first and third quarters,

being greater in the latter one. This means that the objective relationships are changing according to the quarter.

It seems as if it is relatively simple to adequately describe the REER for Uruguay through a periodic cointegration approach. The final periodic cointegration model has four long-run target relationships:

$$(15.1) \quad REER = 630 \, TOT^{-0.20} e^{-0.01m} e^{-0.98G} \quad \text{in the first quarter}$$

$$(15.2) \quad REER = 565 \, TOT^{-0.37} e^{-0.008m} \quad \text{in the second quarter}$$

$$(15.3) \quad REER = 1,307 \, TOT^{-0.20} e^{-0.005m} e^{-1.80G} \quad \text{in the third quarter}$$

$$(15.4) \quad REER = 322 \, TOT^{-0.25} e^{-0.01m} \quad \text{in the fourth quarter}$$

CHART 6. PARAMETER RESTRICTIONS

Dependent variable: Δ_4 REER. Sample: 1983:1-2006:4

<i>J</i> Restriction	Sample value ^a	Critical values ^b	Result
$H_0: \lambda_1 = \lambda_4$	0.56	4.03 7.19	The H_0 of equal adjustment coefficients at Q1 and Q4 could not be rejected at 1%
$H_0: \lambda_2 = \lambda_3$	0.04	4.03 7.19	The H_0 of equal adjustment coefficients at Q2 and Q3 could not be rejected at 1%
$H_0: \lambda_1 = \lambda_4$ $\lambda_2 = \lambda_3$	0.31	3.18 5.06	The H_0 of equal adjustment coefficients at Q1 and Q4 and of Q2 and Q3, could not be rejected at 1%
$H_0: \theta_1 = \theta_3$	3.30	4.03 7.19	The H_0 of equal long-run elasticity of TOT to REER at Q1 and Q3 could not be rejected at 1%
$H_0: \lambda_1 = \lambda_4$ $\lambda_2 = \lambda_3$ $\theta_1 = \theta_3$	1.61	2.79 4.20	The H_0 of equal adjustment coefficients at Q1 and Q4 and of Q2 and Q3 and that long-run elasticities of TOT to REER at Q1 and Q3 are equal, could not be rejected at 1%

^a It corresponds to a standard *F-test* on the periodically cointegrated equation. ^b At 5% and 1%, respectively.

It means that, *ceteris paribus*, a change in *terms of trade* has its major impact in the third quarter despite the fact that the higher long-run elasticity occurs in the second one.

The speed of adjustment of misalignments is different depending on the quarter. The effects of any shock that occurs in Q1 and Q4 dissipate faster than if it took place in Q2 and Q3. In fact, it could take either four quarters to return to equilibrium (Q1 and Q4) or ten ones (Q2 and Q3). It seems as if October-

March period (Q4 and Q1) is the “high-speed time” for disequilibrium adjustments.

V. CONCLUDING REMARKS

In this paper, *REER* for Uruguay and its long-run fundamentals have been viewed as periodically integrated time series that could combine their changing seasonal patterns in such a way that stable but quarterly-changing objective relationships could be achieved and adjustment parameters that change with the season (quarter) could be found. This approach, by recognizing the stochastic nature of the seasonal pattern of the time series involved, avoids inconsistent estimations, errors in statistical inference and also biases in economic policy decisions.

The periodic cointegration model finally estimated shows that *REER* in Uruguay for 1983:1-2006:4 can be treated as a stationary time series in fourth differences, that is to say, shocks that affect the annual change of *REER* have only transitory effects and in the long run *REER* would achieve the value given by its fundamentals. Besides, it seems as if *REER* has different fundamentals, depending on the quarter (season). In addition, the impact of changes in those fundamentals on the long-run target relationships depends on which quarter those changes take place. And last but not least, the adjustment of equilibrium misalignments are faster if they take place in the October-March period than in the rest of the year. In effect, a 77-percent disequilibrium dissipation would take either one quarter (Q1 and Q4) or two quarters and a half (Q2 and Q3); a 90-percent disequilibrium dissipation would take either three and $\frac{1}{2}$ quarters (Q1 and Q4) or eight quarters (Q2 and Q3) and a total disequilibrium dissipation would take either four quarters (Q1 and Q4) or ten quarters (Q2 and Q3).

Real exchange rate recent history plays a very important role in short-run dynamics as well as annual inflation does, both domestic and foreign. Terms of trade is the only long-run fundamental that is also present in the determination of *REER* in the short-run.

Some outcomes of this investigation are useful for economic policy. There are just a few variables that are significant in explaining the evolution of *REER* and that the policy maker can control. They are G , E and π , that is, government consumption as a share of GDP, nominal exchange rate (depending on the exchange rate policy) and domestic inflation (to a certain

extent).¹⁴ It seems that reductions in Government size could increase *REER* in the long run as well as reductions in net interest rate;¹⁵ changes in nominal exchange rate or in domestic inflation could only affect short-run dynamics but they could not influence fundamental determinants of *REER*, which seems to be a stationary process in fourth differences.

Annex

Description of the data

REER: Uruguayan real effective exchange rate with respect to: Argentina, Brazil, USA, United Kingdom, Germany, France, The Neatherlands, Italy, and Japan. Source: Central Bank of Uruguay.

G: ratio of General Government Consumption plus Public Sector Investment over Gross Domestic Product, at 1983 prices. Source: National Accounts, Central Bank of Uruguay.

i^* : external interest rate, 3-month LIBOR. Source: *IFS*.

in: net interest rate, measured as average domestic active interest rate to firms in foreign currency minus 3-month LIBOR. Source: SIF (Superintendency of Banks), Central Bank of Uruguay and *IFS*.

TOT: Terms of trade, as the ratio of export prices over import prices, both of goods and services. Index, 1983 base.

REFERENCES

- Aboal, Diego (2002), *Tipo de cambio real de equilibrio en Uruguay*, XVII Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.
- Ahumada, Hildegart (2006), "Una nota sobre regresiones con variables integradas", *Ensayos Económicos*, nº 45, octubre, Investigaciones Económicas, Banco Central de la República Argentina.
- Aizenman, Joshua, and Daniel Riera-Cachon (2006), *Real exchange rate and international reserves in the era of growing financial and trade integration*, NBER (WP 12363).

¹⁴ The inflationary process depends on some variables that are not under the direct control of the policy maker.

¹⁵ Induced by reductions in domestic interest rate.

- Baffes, John, Ibrahim Elbadawi and Stephen O'Connell (1997), *Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate*, The World Bank, Policy Research Group (Policy Research Working Paper, 1800).
- Balassa, B. (1964), "The Purchasing Power Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, vol. 72, pp.584-96.
- Boswijk, H. Peter (1994), "Testing for an unstable root in conditional and structural error correction models", *Journal of Econometrics*, vol. 63, pp. 37-60.
- Boswijk, H. Peter, and Philip Hans Franses (1996), "Unit roots in periodic autoregressions", *Journal of Time Series Analysis*, vol. 17, n^o 3, pp. 221-45.
- Bucacos, Elizabeth (2005), "Acerca de la estacionalidad estocástica. Una aplicación para la demanda real de dinero en Uruguay", *Revista de Economía* (Banco Central del Uruguay), Segunda Época, vol. 12, n^o 2, noviembre.
- Capurro, Alfonso, Guillermo Davies and Pablo Ottonello (2006), "El tipo de cambio real y los precios relativos en un enfoque de tres bienes", *Revista de Economía* (Banco Central del Uruguay), Segunda Época, vol. 13, n^o 2, noviembre.
- Cashim, Paul, and John McDermott (2004), *Parity reversion in real exchange rates: fast, slow or not at all*, International Monetary Fund, Washington D. C. (IMF Working Paper, n^o 04/128).
- Dickey, David A., D. P. Hasza and Wayne A. Fuller (1984), "Testing for unit roots in seasonal time series", *Journal of American Statistical Association*, vol. 76, pp. 355-67.
- Engle, Robert F., and Clive W. J. Granger (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-76.
- Engle, Robert, and B. S. Yoo (1987), "Forecasting and testing in cointegrated systems", *Journal of Econometrics*, vol. 35, pp. 143-59.
- Engle, Robert F., Clive W. J. Granger, Svend Hylleberg and H. S. Lee (1993), "Seasonal cointegration. The Japanese consumption function", *Journal of Econometrics*, vol. 55, pp. 275-298.
- Edwards, Sebastian (1989), *Real exchange rates: devaluation and adjustment*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Edwards, Sebastian (1998), *Exchange rates misalignments in developing countries*, The World Bank (Occasional Papers, n^o 2, New series).
- Fernández, Adrián, Mariana Ferreira, Paula Garda, Bibiana Lanzilotta and Rafael Mantero (2005), *Tipo de cambio real*

- “competitivo” y otras soluciones desajustadas, in XX Jornadas Anuales de Economía, BCU.
- Finger, Harald (2006), *Assessing competitiveness in Uruguay*, Mimeo, IMF.
- Franses, Philip Hans (1996), *Periodicity and stochastic trends in economic time series*, Oxford University Press.
- Fuller, Wayne. A. (1976), *Introduction to statistical Time Series*, John Wiley, New York.
- Gianelli, Diego, and Matías Mednik (2006), “Un modelo de corrección de errores para el tipo de cambio real en el Uruguay: 1983:I-2005:4”, *Revista de Economía* (Banco Central del Uruguay), Segunda Época, vol. 13, n° 2, noviembre.
- Hamilton, James D. (1994), *Time series analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Harberger, Arnold C. (2004), *The real exchange rate: issues of concept and measurement*, University of California, Los Angeles.
- Hinkle, Lawrence, and Peter Montiel (1999), *Exchange rate misalignment: concepts and measurements for developing countries*, The World Bank Research Publication, Oxford University Press.
- Hylleberg, Svend, Robert F. Engle, Clive Granger and Yoo (1990), “Seasonal integration and cointegration”, *Journal of Econometrics*, vol. 44, pp. 215-38.
- MacDonald, Ronald, and Luca Ricci (2003), *Estimation of the equilibrium real exchange rate for South Africa*, International Monetary Fund, Washington, D. C. (IMF Working Paper, n° 03/44).
- Morrisey, Oliver, Tim Lloyd and Maxwell Opoku-Afari (2004), *Real exchange response to capital inflows: A dynamic analysis for Ghana*, School of Economics, University of Nottingham (Credit Research paper, n° 04/12).
- Mundell, Robert (1971), “Devaluation” in his *Monetary Theory: inflation, interest and growth in a world economy*, Pacific Palisades, ch. 9.

José Sidaoui Dib

*Los efectos de la crisis del subprime
en los mercados emergentes*

Rajdeep Sengupta
Craig P. Aubuchon

*La revolución de las microfinanzas:
una visión general*

Ricardo Gimeno
José Manuel Marqués Sevillano

*Descomposición de los tipos de interés nominales
en España durante la convergencia
hacia la Unión Monetaria*

Ana Belén Tobaruela de Blas

*Presentación e información sobre instrumentos
financieros*



El *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos* es una asociación regional de bancos centrales de América Latina y el Caribe. Además participan, como miembros colaboradores, bancos centrales extrarregionales, organismos supervisores y entidades financieras regionales. El propósito principal de la Institución es, desde 1952, la cooperación entre sus miembros para promover un mejor conocimiento de temas monetarios y financieros en la región. Entre sus modalidades de acción el Centro realiza actividades de capacitación, divulgación y estudios, así como programas plurianuales de asistencia técnica en áreas de infraestructura del sector financiero. Asimismo, el CEMLA actúa como secretaria técnica en las reuniones de gobernadores y técnicos de banca central de nuestra región.

El CEMLA ofrece regularmente desde 1955 publicaciones periódicas que, al cabo del año, pasan revista y analizan los principales temas financieros y monetarios que ocupan la atención de los bancos centrales de América Latina y el Caribe. En el *Boletín* se presentan temas actuales de interés general que reúnen a una amplia audiencia para mantenerla a la vanguardia en los principales debates en materia de teoría y política económica, monetaria y financiera. *Monetaria* y *Money Affairs* (publicaciones bilingüe y en inglés, respectivamente) difunden estudios elaborados por investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras entidades académicas. En los artículos publicados predomina un enfoque teórico o cuantitativo sobre temas especializados en los campos financiero y monetario.

monetaria

Suscripción anual: 80.00 dólares (América Latina y el Caribe: 50.00 dólares; estudiantes y maestros: 40.00 dólares). Ejemplar suelto: 22.00 dólares (América Latina y el Caribe: 15.00 dólares; estudiantes y maestros: 11.00 dólares).

Suscripciones y pedidos:

Aída Salinas Domínguez

CEMLA

Durango n° 54, México, D. F., 06700, México

Tel.: (5255) 5061-6651

Telefax: (5255) 5061-6659

E-mail: publicaciones@cemla.org

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco de Guatemala
Centrale Bank van Aruba	Bank of Guyana
Central Bank of the Bahamas	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Barbados	Banco Central de Honduras
Central Bank of Belize	Bank of Jamaica
Banco Central de Bolivia	Banco de México
Banco Central do Brasil	Bank van de Nederlandse Antillen
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Banco Central del Ecuador	Banco Central del Uruguay
Banco Central de Reserva de El Salvador	Banco Central de Venezuela

COLABORADORES

Bancos centrales

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banca d'Italia
Bank of Canada	De Nederlandsche Bank (Países Bajos)
Banco de España	Bangko Sentral ng Pilipinas
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Banco de Portugal
Banque de France	European Central Bank

Otras instituciones

Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Banco Latinoamericano de Exportaciones, S. A.
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisenverband e. V. (Confederación Alemana de Cooperativas)
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas