



**CENTRO DE  
ESTUDIOS  
MONETARIOS  
LATINOAMERICANOS**

Asociación Regional de Bancos Centrales

# **MONETARIA**

Volumen XXXII, número 1

Enero-marzo de 2009



# CEMLA

## ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*)

Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2007-2009

### **Presidente:**

Banco Central de Reserva del Perú

### **Miembros:**

Banco Central de la República Argentina

Banco Central do Brasil

Banco Central de Honduras

Bank of Jamaica

Banco de México

Banco Central de Venezuela

AUDITORÍA EXTERNA

Banco de México

## COMITÉ EDITORIAL

Kenneth Coates

*Director General*

Fernando Sánchez Cuadros

*Programas y Reuniones Técnicas de Banca Central*

Ana-Laura Sibaja Jiménez

*Servicios de Información*

**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, Av. Mariano Escobedo n° 114-3B, México, D. F., 11320. 380 ejemplares. ISSN 0185-1136.

# MONETARIA

VOLUMEN XXXII, NÚMERO 1, ENERO-MARZO DE 2009

Ina Tiscordio  
Elizabeth Bucacos

1 Efectos de la política fiscal en Uruguay: una aproximación a través de choques fiscales

Alberto Humala  
Gabriel Rodríguez

47 Intervención en el mercado cambiario y volatilidad del tipo de cambio en el Perú

Mathias Drehmann  
Steffen Sorensen  
Marco Stringa

63 El impacto integrado del riesgo de crédito y de tasa de interés bancarios: una perspectiva del valor económico y suficiencia de capital

André D. Murray

117 Modelling the Jamaican business cycle: a structural vector autoregressive approach

**MONETARIA** difunde estudios de investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras instituciones; incluye temas especializados en economía y banca central, con un enfoque teórico o cuantitativo. Se publica en forma impresa y electrónica ([www.cemla.org](http://www.cemla.org)). Consultas dirigirse a: [publicaciones@cemla.org](mailto:publicaciones@cemla.org). (Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el punto de vista del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.)



*Ina Tiscordio*  
*Elizabeth Bucacos*

# Efectos de la política fiscal en Uruguay: una aproximación a través de choques fiscales

## I. INTRODUCCIÓN

El papel de la política fiscal para influir en la actividad económica es un tema discutido tanto por los académicos como por los formuladores de política. Desde un punto de vista teórico, el efecto de la política fiscal discrecional sobre la demanda agregada depende de un conjunto importante de supuestos entre los que se destaca: la existencia de rigideces nominales en la economía, la capacidad de la oferta, la elasticidad de la oferta de

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo presentado en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en el CEMLA, en la ciudad de México, los días 5, 6 y 7 de noviembre de 2008. Este documento está basado en el trabajo de investigación de tesis de I. Tiscordio realizado para la obtención del título de Master en Economía de la Universidad de la República, donde E. Bucacos ha sido la tutora. En dicha investigación se podrá encontrar un análisis más detallado, así como todas las salidas económicas realizadas. Las opiniones vertidas en el trabajo son responsabilidad de las autoras, no comprometiéndolo por tanto, la opinión institucional del Banco Central del Uruguay. Expresan su agradecimiento a: Elena Ganón, Jorge Restrepo, José Mourelle, Leonardo Vicente, Hermann González, Rodrigo Cerda, Daniel Barco, Mario Reyna, Rosanna Fernández, Alejandro Pena, Verónica España, Jorge Basal y Gerardo Licando por colaborar en alguna de las etapas de la investigación. Correos electrónicos: [imat@bcu.gub.uy](mailto:imat@bcu.gub.uy) y [ebucacos@bcu.gub.uy](mailto:ebucacos@bcu.gub.uy).*

trabajo, la elasticidad de la inversión privada y de los flujos de capital a la tasa de interés, la elasticidad de la demanda de dinero al ingreso y a la tasa de interés, el grado de apertura de la economía, la magnitud del efecto riqueza y la presencia de agentes previsores.

Desde un punto de vista empírico tampoco existe una lectura común sobre los efectos de la política fiscal, los mismos suelen variar dependiendo de la metodología empleada en cada trabajo. La mayor parte de dichos trabajos empíricos se concentra en los países europeos y en Estados Unidos, mientras que en las economías emergentes los efectos de la política fiscal en la actividad económica han sido poco estudiados. A falta de resultados empíricos, los formuladores de política así como la mayoría de los economistas han tendido a aceptar las conclusiones del modelo keynesiano para orientar la conducción o el análisis de la política fiscal. En esta línea, generalmente se argumenta respecto de la conveniencia de una política fiscal expansiva durante los períodos recesivos para acelerar la reactivación de la economía.

Estas razones motivaron el estudio de la efectividad de la política fiscal, para lo cual se realizó una revisión de las diferentes corrientes teóricas que han analizado el tema y se investigó la forma de abordarlo empíricamente para brindar una contribución al estudio de la política fiscal.

Se decidió emplear para el estudio empírico la metodología econométrica de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), dado que la misma permite analizar la efectividad de la política fiscal en el corto plazo por medio de una caracterización de los efectos dinámicos de los choques fiscales en la actividad económica, tomando en cuenta la estructura de covarianzas de los choques en las variables. Dado que por choque fiscal se entiende a la política no sistemática, el estudio constituye una aproximación al estudio de la efectividad de la política fiscal. Las variables endógenas incluidas en el SVAR fueron las variables fiscales y el producto, empleando datos del Gobierno Central, del Banco de Previsión Social y del PIB en el período que abarca del primer trimestre de 1989 al segundo del 2007.

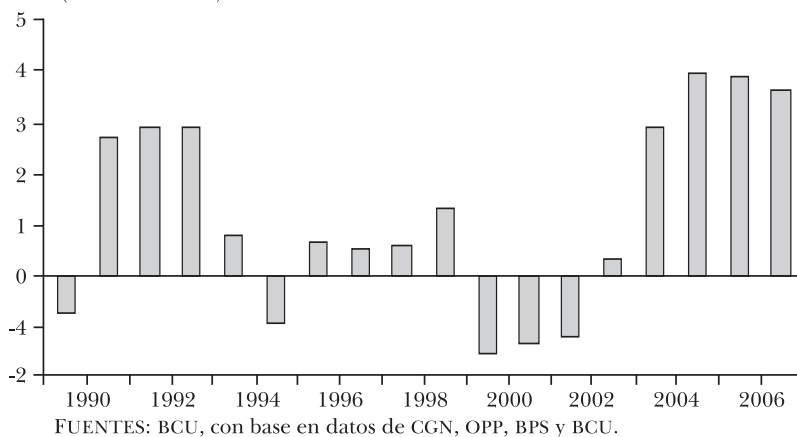
El artículo se organiza de la siguiente manera: en la sección II se presenta una breve mirada a las finanzas públicas de Uruguay y a las variables seleccionadas para el análisis. En la sección III se reseña en forma esquemática cómo el signo y la magnitud del impacto de la política fiscal en la demanda agregada y el producto dependen de la teoría considerada y por lo tanto de los supuestos realizados sobre la economía. En la sección

IV se presentan diferentes formas de aproximarnos desde el punto de vista empírico al estudio de la efectividad de la política fiscal y se definen los choques fiscales y los diferentes enfoques empleados para identificar los mismos, los cuales tienen en común que parten de la metodología de vectores autorregresivos. En la V, se desarrolla la metodología econométrica seleccionada, en la sección VI se presenta el análisis empírico y finalmente se exponen las conclusiones en la sección VII.

## II. URUGUAY: UNA BREVE MIRADA A LAS FINANZAS PÚBLICAS

En esta sección se presenta la evolución de algunas variables claves de las finanzas públicas y del producto de Uruguay y algunos hechos que se consideran relevantes mencionar del período que abarca de 1989 al 2006.

**GRÁFICA I. RESULTADO PRIMARIO DEL SECTOR PÚBLICO GLOBAL, 1989-2006 (como % del PIB)**



En relación con el resultado primario del sector público global (SPG) a partir de los años noventa el mismo fue superavitario, derivado del ajuste fiscal propiciado por el plan de estabilización implementado para reducir la inflación, gráfica I.<sup>1, 2</sup> El ajuste dispuso un incremento de los impuestos al consumo, a los sueldos, y a los aportes patronales y obreros a la seguridad social y un pronunciado aumento de las tarifas de empresas

<sup>1</sup> El sector público global abarca al Sector Público no Financiero y al Banco Central del Uruguay (BCU) y los datos analizados son base caja.

<sup>2</sup> La inflación ascendió en promedio en 1990 a 113%.

públicas.<sup>3</sup> La recaudación aumentó también en forma endógena impulsada por el crecimiento de la demanda interna que se presenta en general en la primera fase de un plan de estabilización con ancla cambiaria como el implementado en Uruguay. De esta forma los ingresos del sector público pasaron de 22% del PIB en 1989 a 29% en 1992. Gráfica II.

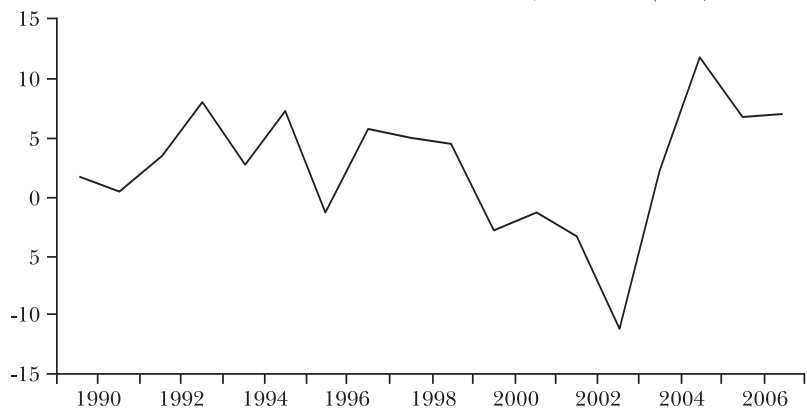
**GRÁFICA II.** INGRESOS Y EGRESOS DEL SPG, 1989-2006 (como % del PIB)



FUENTES: BCU, con base en datos de CGN, OPP, BPS y BCU.

Cabe destacar que durante el período de 1990 a 1994 la influencia internacional y regional fue predominantemente favorable, especialmente por la evolución de las variables financieras internacionales (bajas tasas de interés) y por el impacto del

**GRÁFICA III.** TASA DE VARIACIÓN REAL DEL PIB, 1989-2006 (en %)



FUENTE: BCU.

<sup>3</sup> Ley que respaldó este aumento: Ley 16.107.



acelerado crecimiento de la economía argentina. Factores que ayudaron a determinar tasas reales de crecimiento del PIB positivas, excepto en 1995 por la repercusión del efecto Tequila. Gráfica III.

Los egresos reales del SPG en los primeros años del plan de estabilización aumentaron a tasas muy bajas, sin embargo hacia 1992 comenzaron a expandirse por el aumento de la inversión y el continuo incremento real de las jubilaciones y pensiones, las cuales quedaron ligadas a los aumentos del índice medio de salarios, indexación *hacia atrás* que imprimió una correlación negativa entre la inflación y el gasto en pasivos en términos reales (regla de ajuste incorporada a la Constitución a partir de la reforma de 1989).<sup>4 5</sup>

En el año 1994 se registra un importante deterioro fiscal que origina un nuevo ajuste fiscal, basado nuevamente en aumentos de la carga tributaria sobre el consumo.<sup>6</sup> En 1995 se aprobó la reforma de la seguridad social (Ley 16713), la cual determinó: pasar de un régimen de solidaridad intergeneracional o de reparto a uno mixto (de reparto junto con uno de capitalización o ahorro individual), extender la edad mínima para jubilarse, disminuir la prestación inicial y volver más estrictas las condiciones para recibir pensiones. Esta reforma tuvo por objetivo corregir la situación deficitaria estructural del sistema de seguridad social (agravada por el aumento real de las prestaciones mencionado). En 1996 se implementó otra reforma que permitió reducir el número de funcionarios públicos a través de retiros con incentivos. La aplicación de estas reformas implicó aumentos de los gastos en el corto y mediano plazos que impidieron la disminución del déficit fiscal.<sup>7</sup>

A partir del año 1999 el signo del superávit primario se revierte, producto básicamente del entorno macroeconómico negativo que afectó fuertemente al producto y por tanto a los ingresos fiscales (se destacan los choques regionales negativos: devaluación brasileña y agudización de la crisis argentina). A partir de dicho año también, las condiciones desfavorables se agudizan y finalmente en el año 2002 se desencadena la crisis económica, la cual llevó al abandono del régimen cambiario y a la firma de una Carta de Intención con el FMI. Con dicho acuerdo se obtuvo

<sup>4</sup> La relación gasto en prestaciones sociales a PIB que era aproximadamente 9% en 1988 y llegó a 13% del PIB en 1994.

<sup>5</sup> Para un mayor detalle entre la inflación y los gastos reales ver: Licandro y Vicente (2007).

<sup>6</sup> Ley 16.697 y Decreto 158/95.

<sup>7</sup> Borchardt, Rial y Sarmiento (2000).

asistencia financiera y se determinó una meta de superávit primario de 4% del PIB como condición necesaria para lograr la sostenibilidad fiscal, a la vez que se implementó un canje de deuda. Para el logro de este superávit, nuevamente, el ajuste se sustentó en un aumento de tasas o bases imponibles, seguido de una disminución de gastos de funcionamiento y postergación de inversiones.<sup>8</sup>

Finalmente, la recuperación de la crisis estuvo liderada por un significativo dinamismo económico propiciado también por un entorno regional e internacional favorable, lo cual permitió que del 2004 al 2006 se observaran resultados primarios elevados (impulsados además por mejoras en la eficiencia recaudadora de la DGI<sup>9</sup> y del BPS).

Esta evolución de la política fiscal sumada a las condiciones de partida han derivado en unos ingresos y egresos con las siguientes características: un nivel elevado de presión tributaria, el cual se ubicaba aproximadamente en el 2006 en 25 puntos del PIB incluyendo tributos del Gobierno Central y aportes a la seguridad social. Unos ingresos tributarios recaudados por la DGI que representan aproximadamente el 60% de los ingresos del SPG y se basan fundamentalmente en impuestos al consumo (impuesto al valor agregado, IVA) e impuesto específico interno (IMESI), esta alta imposición sobre el consumo es quien imprime una alta volatilidad a los ingresos fiscales.<sup>10, 11</sup> El gasto del SPG en tanto, se situaba en dicho año, en torno a 30 puntos del PIB, integrado casi 40% por prestaciones de la seguridad social, 20% por remuneraciones, seguido por los gastos en bienes y servicios (15%), los intereses de deuda (14%) y las inversiones (9%).

En relación con las variables centrales del trabajo se sigue a la literatura que estudia los efectos de la política fiscal, para realizar

<sup>8</sup> Leyes que respaldaron estos ajustes en el 2002: Ley 17.453 y Ley 17.502 de Estabilidad Financiera. El IRP por ejemplo, pasó de 3 franjas a un máximo de 14, con tasas que iban de 0% a 20%. En el año 2004, esto se revierte y se da una gradual disminución de tasas hasta llegar a 2% y 6%.

<sup>9</sup> Dirección General Impositiva (oficina recaudadora de impuestos).

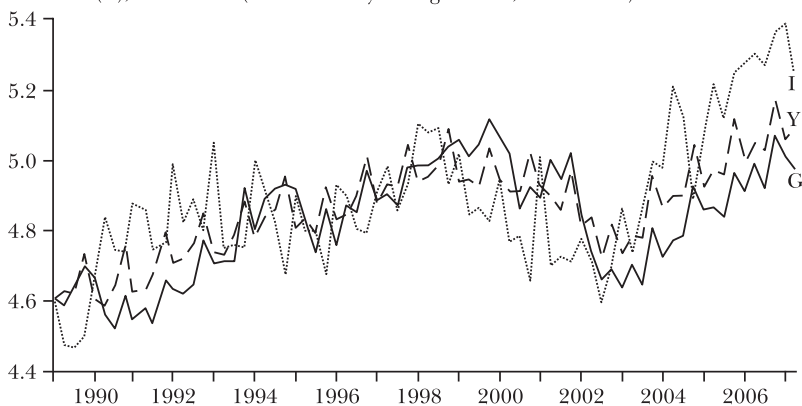
<sup>10</sup> Los ingresos por impuestos al comercio exterior comenzaron a disminuir a partir de 1985 dado que se reanudó el proceso de rebaja de los aranceles a la importación y se profundizó en 1991 con la aprobación del tratado del MERCOSUR.

<sup>11</sup> Oddone y Cal (2006) comparan la volatilidad del consumo con la observada en otros países de la región y concluyen que "la volatilidad del consumo es sustancialmente mayor en Argentina y Uruguay, lo que es consistente con el hecho de que los mercados domésticos de capital son incompletos impidiendo que sean un mecanismo adecuado para suavizar el consumo a lo largo del tiempo".

la siguiente desagregación: en los impuestos o ingresos netos fiscales se agrupan los ingresos netos de prestaciones activas y pasivas y de diversas transferencias, esto se realiza para recoger en los impuestos netos las transferencias desde y hacia el sector privado y para incluir en los gastos fiscales únicamente el gasto primario en salarios, en bienes y servicios y las inversiones (definición más cercana a la empleada en las Cuentas Nacionales y más discrecional). Estas variables se presentan a continuación y la cobertura que se considera es la de Gobierno Central y BPS.

Al analizar las variables anteriormente definidas se observa que se han movido con cierta sincronía en relación con el producto en el período de 1989 al 2007. En efecto, al observar la evolución de los gastos fiscales ( $G$ ), de los ingresos netos fiscales ( $I$ ) y del producto ( $Y$ ) es posible distinguir alzas sostenidas en dos impulsos durante los años noventa, seguidas de un período de paulatino deterioro a partir de 1999, hasta el período de crisis, con la importante recuperación subsecuente. Gráfica IV.

**GRÁFICA IV.** EVOLUCIÓN DE LAS VARIABLES FISCALES ( $G$  &  $I$ ) Y DEL PRODUCTO ( $Y$ ), 1989-2006 (series reales y en logaritmos, 1989 = 100)

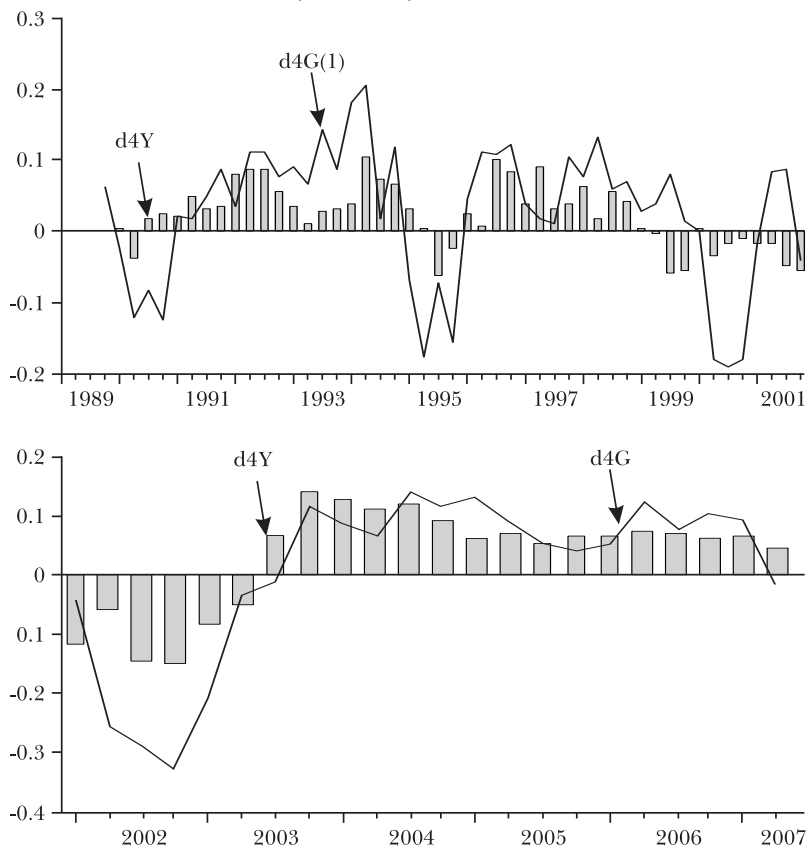


FUENTE: BCU.

Para toda la muestra, se encuentra un coeficiente de correlación entre las tasas de variación anuales del orden de 0.70 para el producto y el gasto fiscal y del orden de 0.52 para el producto y el ingreso fiscal.<sup>12</sup> El valor máximo del coeficiente de correlación se obtuvo para el primer rezago de los ingresos fiscales y el primer adelanto de los gastos, y en la segunda parte de la muestra

<sup>12</sup> Esos valores resultaron un tanto más altos en la segunda parte de la muestra, 2002.I-2007.II, a partir del momento en que se detectó un quiebre.

**GRÁFICA V. VARIACIONES ANUALES DEL PRODUCTO Y LOS GASTOS FISCALES EN LAS SUBMUESTRAS, 1989-2001, 2002-2007**



los máximos son contemporáneos. Esto nos da indicios de que no resulta obvio identificar liderazgos.

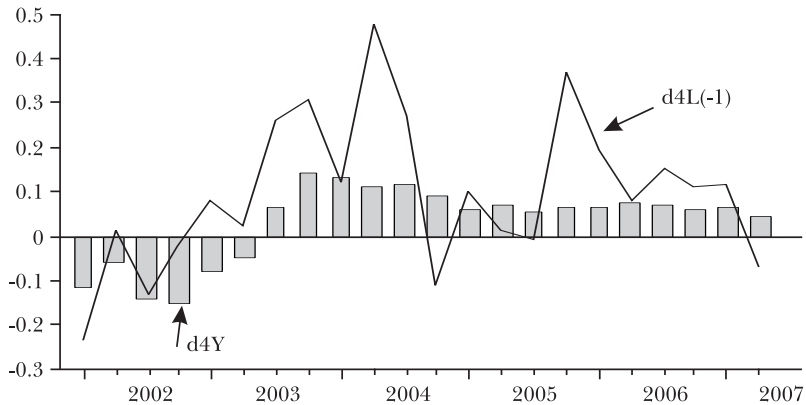
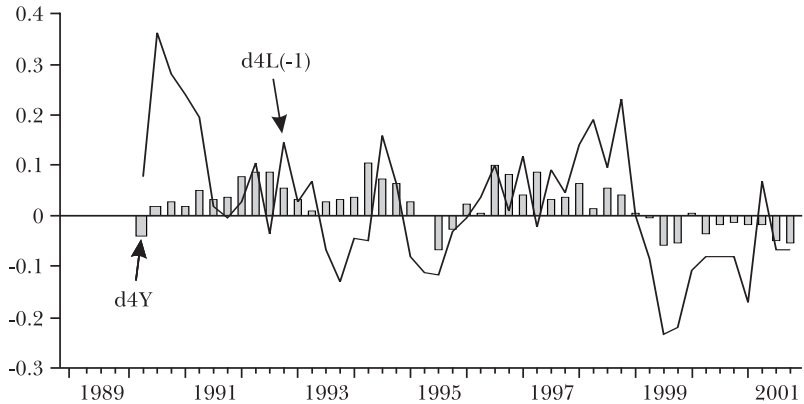
Un aumento en  $G$  (corriente o de inversión) puede aumentar la demanda agregada a través de los mayores ingresos que recibe una porción significativa del total de la sociedad uruguaya, y por esa vía, aumentar el producto.<sup>13</sup> Esta característica sería indicativa de que el producto sería endógeno y las decisiones de gasto podrían considerarse exógenas. Pero el gasto fiscal se financia con ingresos fiscales ( $I$ ) compuestos en su mayoría por impuestos, cuya base imponible está asociada al producto, por lo que en estas circunstancias serían los ingresos fiscales (y  $G$ ) los que deberían reaccionar a las variaciones en el nivel de actividad.

<sup>13</sup> De existir capacidad ociosa y otros factores. Para una mayor discusión ver sección siguiente.

Es decir, ingresos y gastos fiscales serían endógenos (estabilizadores automáticos).

En resumen, las variables discretionales y el producto han estado muy vinculadas durante los 19 años de este estudio, resultando difícil identificar *a priori* si alguna de ellas es exógena. Todo apunta a que las tres están endógenamente determinadas, por lo cual pensar en un enfoque con la metodología de vectores autorregresivos parece apropiado.

**GRÁFICA VI.** VARIACIONES ANUALES DEL PRODUCTO Y LOS INGRESOS FISCALES NETOS EN LAS SUBMUESTRAS, 1989-2001, 2002-2007



### III. EFECTOS DE LA POLÍTICA FISCAL

El signo y la magnitud del impacto de la política fiscal en la demanda agregada y el producto dependen de la teoría y modelo considerado y por lo tanto de los supuestos realizados sobre la

economía. Los principales supuestos que pueden diferir según la teoría considerada son: la existencia de rigideces nominales en la economía, la capacidad de la oferta, la elasticidad de la oferta de trabajo, la elasticidad de la inversión privada y de los flujos de capital a la tasa de interés, la elasticidad de la demanda de dinero al ingreso y a la tasa de interés, la elasticidad del consumo privado al ingreso y a la tasa de interés (efecto multiplicador), el grado de vigencia de las medidas fiscales (temporales o permanentes), el grado de apertura de la economía y la elasticidad de la demanda agregada al tipo de cambio real, el régimen cambiario y la política monetaria, la magnitud del efecto riqueza, la presencia de agentes previsores, el papel jugado por las expectativas racionales y los horizontes de planificación de los hogares y finalmente las expectativas sobre la posición financiera del sector público y por tanto sobre la sostenibilidad de la política fiscal.

En general se puede concluir que las distintas teorías y modelos analizados<sup>14</sup> indican que el efecto positivo en el producto de una política fiscal expansiva será mayor cuando: exista exceso de capacidad; la economía sea cerrada o sea abierta con un régimen de tipo de cambio fijo (con tipo de cambio flotante la apreciación de la moneda tiende a desplazar a la demanda externa); los hogares tengan horizontes de planificación limitados o posean restricciones de liquidez (o sea, a menor cantidad de hogares ricardianos o según Mankiw (2000) mayor cantidad de hogares gastadores); el aumento del gasto público no reemplace demasiado el gasto privado desplazándolo (a medida que se elevan las tasas de interés y que el tipo de cambio real se aprecia); mejore la productividad de la mano de obra y el capital, la reducción de impuestos pueda incrementar la inversión; la deuda pública no sea elevada y el gobierno no presente problemas de sostenibilidad.

#### **IV. TRABAJOS EMPÍRICOS, DEFINICIÓN E IDENTIFICACIÓN DE LOS CHOQUES FISCALES**

En relación con los trabajos empíricos que analizan los efectos de la política fiscal, Hemming *et al.* (2002) consideran que los mismos se pueden separar en tres grupos de estudios. Un primer grupo que se concentra en los efectos dinámicos de la política

<sup>14</sup> Una descripción de las teorías y modelos analizados se encuentra en el trabajo monográfico Tiscordio (2008).

fiscal en las variables macroeconómicas, donde se encuentran las simulaciones de modelos macroeconómicos amplios de los años sesenta y setenta y más recientemente los trabajos que usan la metodología de vectores autorregresivos. Un segundo grupo con los estudios que examinan episodios de saneamiento fiscal, identificando contracciones fiscales expansionistas.<sup>15</sup> Finalmente, un tercer grupo con los trabajos que examinan algunos de los factores que determinan los multiplicadores fiscales, analizando las relaciones entre la política fiscal, las tasas de interés, la inversión y los tipos de cambio, así como pruebas sobre la equivalencia ricardiana.

Los grandes modelos macroeconómicos y los modelos más pequeños de equilibrio general dinámicos, calibrados y estimados empíricamente, situados dentro del primer grupo, tienen como ventaja que representan por medio de ecuaciones muchas de las influencias identificadas por las teorías y modelos, y como desventaja que los resultados dependen de la especificación exacta de la perturbación de la política fiscal y de las relaciones supuestas en el modelo.

Blanchard y Perotti (1999) puntualizaron como dificultad de los macromodelos que la propia estructura utilizada en los mismos suponía el efecto positivo de las expansiones fiscales sobre el producto. Marcellino (2002) destaca también que los resultados encontrados sobre los efectos de la política fiscal siguiendo estos modelos, difieren significativamente por las distintas hipótesis asumidas sobre el porcentaje de consumidores con restricciones de financiamiento en la economía.

Dichos autores (entre otros) proponen emplear la metodología de vectores autorregresivos (VAR) para analizar los efectos dinámicos de la política fiscal. Esta metodología iniciada por Sims (1980) surgió precisamente como una alternativa a los grandes modelos de ecuaciones simultáneas. Los VAR son modelos multivariados en los cuales cada variable es explicada por sus propios rezagos y los de las restantes variables del sistema,

<sup>15</sup> Entre este grupo se destacan los trabajos de Giavazzi y Pagano (1990), quienes encontraron que los ajustes fiscales de Dinamarca e Irlanda (1982 y 1987, respectivamente) tuvieron efectos positivos en el consumo y la inversión, aumentando el producto. Estos autores en un trabajo posterior (1995) encontraron para 19 países de la OECD una relación no lineal entre el consumo y el gasto de gobierno e impuestos y confirman el hallazgo de resultados no keynesianos para cambios fuertes y persistentes en el gasto fiscal y en los impuestos (expansiones y contracciones). Perotti (1999) encontró que es más probable que una consolidación sea expansiva cuando la deuda pública es alta o aumenta rápidamente.

donde *a priori* todas las variables son consideradas como endógenas. Estos modelos poseen varias herramientas (funciones de impulso respuesta, descomposición de la varianza) que ayudan a entender las relaciones entre las variables. Es además la metodología seleccionada en este trabajo, por lo cual es necesario definir qué se entiende por choque fiscal (dado que los efectos de la política fiscal se analizan como respuesta a los mismos) y analizar de qué forma se pueden identificar dichos choques.

Un choque fiscal se define como un aumento (disminución) exógeno del gasto del gobierno o de los impuestos, el cual no es anticipado por el sector privado. Es un cambio no predecible en la política fiscal. Esta parte no sistemática o no anticipada es la que tiene más relevancia cuando se desea emplear la política fiscal como herramienta para atemperar fluctuaciones de corto plazo y suavizar las consecuencias de otro tipo de choques que presenta la economía, dado que la parte sistemática de la política fiscal, en forma de planes de gasto e impuestos del gobierno, es en cierta forma internalizada en las decisiones de inversión y ahorro de las familias.

Desafortunadamente no existe un choque de política fiscal *per se*, el mismo debe ser identificado, para buscar la solución al problema de endogeneidad implícito en la estimación del efecto de la política fiscal sobre la actividad económica y tratar de que capture las perturbaciones fiscales exógenas de la manera más precisa posible; para esta identificación han surgido diferentes enfoques que se tratan a continuación.

## **1. Metodología VAR y diferentes enfoques para identificar los choques**

Según Stock y Watson (2001), las técnicas de vectores autorregresivos han demostrado ser eficaces en la descripción de la dinámica conjunta de las variables y en la realización de predicciones de corto plazo. Sin embargo, dado que en general las variables endógenas del VAR están correlacionadas, también lo están los términos de error de las diferentes ecuaciones de la forma reducida, por lo tanto cuando se trata de realizar inferencia sobre las relaciones estructurales entre las variables surge el problema de identificación. De acuerdo con Hamilton (1994) se describe brevemente el problema mencionado.<sup>16</sup>

Si se toma a la ecuación (1) como representación de un modelo macroeconómico teórico que describe las relaciones

<sup>16</sup> Para un análisis más detallado ver Hamilton (1994), cap. 11.



estructurales entre las  $k$  variables seleccionadas, donde las  $B_s$  son matrices de  $k \times k$  de los coeficientes de las ecuaciones del modelo y el vector  $\varepsilon_t$  representa los factores que afectan al sistema, no explicados por las variables consideradas:

$$(1) \quad B_0 X_t = k + B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_p X_{t-p} + \varepsilon_t.$$

Premultiplicando ambos lados de la ecuación (1) por  $B_0^{-1}$  se obtiene:

$$(2) \quad X_t = c + \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + u_t,$$

donde:

$$c = B_0^{-1}k$$

$$\Phi_s = B_0^{-1}B_s$$

$$u_t = B_0^{-1}\varepsilon_t.$$

Suponiendo que se especifica la ecuación (1) de forma tal que el vector  $\varepsilon_t$  se comporta como un ruido blanco, entonces el vector  $u_t$  también será un proceso de ruido blanco. De esta forma, la ecuación (2) es la representación en forma reducida del modelo estructural de la ecuación (1) y por lo tanto el VAR es una representación reducida del modelo macroeconómico estructural.

De acuerdo con la ecuación (2), las innovaciones del VAR en su forma reducida ( $u_t$ ) son combinaciones lineales de todos los choques estructurales ( $\varepsilon_t$ ), por lo cual conocer las consecuencias que un incremento en  $u_{i,t}$  genera sobre las variables del sistema períodos hacia adelante  $\left(\frac{\partial x_{i,t+s}}{\partial u_{i,t}}\right)$  carece de relevancia dado que  $u_{i,t}$

representa el efecto conjunto de todos los choques primarios que pueden afectar a una variable.

Al adoptar la metodología VAR la dificultad reside entonces en identificar los choques exógenos o estructurales, que solucionen el problema de la correlación de los errores en los VAR. Para lograr dicha identificación los autores que han analizado los choques fiscales han adoptado en general tres enfoques diferentes: enfoque *narrativo* o de *variable dumi*, enfoque basado en la descomposición de Cholesky y el enfoque de VAR estructurales (SVAR).<sup>17, 18</sup>

<sup>17</sup> En la literatura se encontró un cuarto enfoque que adopta restricciones

## V. MÉTODOLÓGÍA ECONÓMÉTRICA: VAR ESTRUCTURALES

El análisis empírico de este trabajo se centra en estudiar el impacto en el producto de un cambio exógeno y no anticipado en la política fiscal, siguiendo básicamente el enfoque de VAR estructural desarrollado por Blanchard y Perotti (1999) para identificar los choques fiscales, a continuación se expone dicha metodología. Una vez identificados los choques se emplean los impulsos respuesta para obtener los efectos dinámicos de los mismos sobre la actividad económica.

Cuando las series son integradas de orden uno, también se examina la existencia de una relación lineal entre variables no estacionarias (existencia de cointegración). Dado que si las series son  $I(1)$  pero están cointegradas  $CI(1,1)$ , un VAR en diferencias omite el término del mecanismo de corrección de error, por esto la especificación más adecuada sería un modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error (VECM), donde la relación de corto plazo está influida por la desviación de esa relación de largo plazo.

### I. VAR estructurales<sup>19</sup>

En el modelo VAR estructural (SVAR), se suponen como variables endógenas: los impuestos netos ( $T$ ); el gasto del gobierno en salarios, bienes y servicios e inversión ( $G$ ); y el producto ( $Y$ ). Tanto los impuestos como el gasto del gobierno afectan el PIB y si se supone que estas variables no son independientes, para estimar los efectos de una es necesario también incluir la otra. Si se considera además la existencia de un solo rezago el modelo puede ser presentado como:<sup>20</sup>

$$T_t = a_{13}Y_t + d_{11}T_{t-1} + d_{12}G_{t-1} + d_{13}Y_{t-1} + b_{12}\varepsilon_t^G + \varepsilon_t^T$$

---

de signo en las funciones de impulso respuesta, para identificar los choques fiscales empleado por Mountford y Uhlig (2002) para el caso de la política fiscal y originalmente por Uhlig para el análisis de la política monetaria. Para un detalle del mismo ver esos autores.

<sup>18</sup> En Tiscordio (2008) y Perotti (2007), se presenta una descripción detallada de los diferentes enfoques reseñados. Además en el primero se presenta una sistematización de los trabajos que han empleado estos enfoques y los principales resultados encontrados.

<sup>19</sup> Para el desarrollo de esta sección se sigue a Blanchard y Perotti (1999), Restrepo y Rincón (2006) y Cerda *et al.* (2006).

<sup>20</sup> En el proceso de estimación el *verdadero* orden del VAR, así como el orden de integración de las variables debe ser determinado.

$$(3) \quad G_t = a_{23}Y_t + d_{21}T_{t-1} + d_{22}G_{t-1} + d_{23}Y_{t-1} + b_{21}\varepsilon_t^T + \varepsilon_t^G$$

$$Y_t = a_{31}T_t + a_{32}G_t + d_{31}T_{t-1} + d_{32}G_{t-1} + d_{33}Y_{t-1} + \varepsilon_t^Y.$$

Donde  $\varepsilon_t$  son los choques estructurales de la forma  $[\varepsilon_t^T \ \varepsilon_t^G \ \varepsilon_t^Y]'$ , los cuales no son directamente observables.

En forma matricial el SVAR se puede expresar como:

$$(4) \quad \begin{matrix} A & * & X_t & = & D & * & X_{t-1} & + & B & * & \varepsilon_t \\ \begin{bmatrix} 1 & 0 & -a_{13} \\ 0 & 1 & -a_{23} \\ -a_{31} & -a_{32} & 1 \end{bmatrix} & \begin{bmatrix} T_t \\ G_t \\ Y_t \end{bmatrix} & = & \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{bmatrix} & \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ G_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} & + & \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} & \begin{bmatrix} \varepsilon_t^T \\ \varepsilon_t^G \\ \varepsilon_t^Y \end{bmatrix} \end{matrix}$$

De este sistema de ecuaciones, se deriva que la forma reducida del VAR es igual a:  $X_t = A^{-1}DX_{t-1} + A^{-1}B\varepsilon_t$ ,

$$(5) \quad \begin{bmatrix} T_t \\ G_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -a_{13} \\ 0 & 1 & -a_{23} \\ -a_{31} & -a_{32} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ G_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & -a_{13} \\ 0 & 1 & -a_{23} \\ -a_{31} & -a_{32} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^T \\ \varepsilon_t^G \\ \varepsilon_t^Y \end{bmatrix}$$

También se puede expresar como:  $X_t = FX_{t-1} + u_t$ , donde  $X_t$  es el vector de variables endógenas definidas:  $[T_t \ G_t \ Y_t]'$ ,  $F = A^{-1}D$  y las innovaciones de la forma reducida del VAR son una combinación lineal de los choques estructurales:  $u_t = C\varepsilon_t = A^{-1}B\varepsilon_t$ . Donde  $u_t$  se supone como un proceso de ruido blanco con promedio cero y matriz de covarianzas definida positiva  $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ ,  $u_t \approx (0, \Sigma_u)$ .

Por esta razón para poder reconstruir el modelo estructural y los impulsos respuesta a choques exógenos, es necesario identificar los coeficientes de las matrices A y B, para lo cual se parte de la relación de:  $Au_t = B\varepsilon_t$ :

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -a_{13} \\ 0 & 1 & -a_{23} \\ -a_{31} & -a_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^T \\ u_t^G \\ u_t^Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^T \\ \varepsilon_t^G \\ \varepsilon_t^Y \end{bmatrix}.$$

O también:

$$(6) \quad u_t^T = a_{13}u_t^Y + b_{12}\varepsilon_t^G + \varepsilon_t^T$$

$$(7) \quad u_t^G = a_{23}u_t^Y + b_{21}\varepsilon_t^T + \varepsilon_t^G$$

$$(8) \quad u_t^Y = a_{31}u_t^T + a_{32}u_t^G + \varepsilon_t^Y.$$

El modelo *SVAR* especificado supone las relaciones entre los residuos de la forma reducida del VAR y los choques exógenos, explicitadas en las ecuaciones (6) a (8).

La ecuación (6) refleja que los movimientos inesperados en los impuestos ( $u_t^T$ ) en el mismo período, trimestre, pueden deberse a tres factores:

- i) A la respuesta automática a movimientos inesperados en la actividad económica y a la respuesta discrecional sistemática de las autoridades ante innovaciones también en la actividad económica (esto último es por ejemplo la reducción de tasas impositivas implementadas sistemáticamente en respuesta a una recesión). El supuesto fundamental en esta identificación, es que en general toma más de un trimestre la respuesta discrecional de la política fiscal ante por ejemplo un choque de producto, por lo tanto el componente de respuesta discrecional sistemática está ausente en datos trimestrales. Por este motivo, se puede suponer que  $a_{13}$  solo captura la respuesta automática de las variables fiscales (en este caso impuestos) ante un choque en la actividad económica, representado por  $u_t^Y$ .
- ii) A la respuesta a choques inesperados y exógenos de gasto (o choques aleatorios discrecionales o estructurales, representados por  $\varepsilon_t^G$ ).
- iii) A la respuesta a choques inesperados y exógenos de impuestos,  $\varepsilon_t^T$ .

Los factores dos y tres captan los cambios exógenos en la política fiscal. La inclusión del choque exógeno de impuestos resulta bastante obvia, dado que por ejemplo un aumento no anticipado en la tasa de impuestos debería afectar la recaudación de impuestos corrientes, siendo este efecto no captado por la evolución de la actividad económica o rezagos de la misma recaudación de impuestos o gasto.

El argumento de la inclusión del choque de gasto es menos directo. De hecho, es esperable que el choque de gasto afecte el nivel de gasto corriente, pero no necesariamente debería afectar la recaudación corriente de impuestos a menos que la autoridad reaccione para mantener equilibrado el presupuesto fiscal. De tal forma, la inclusión de  $\varepsilon_t^G$  debería ser relevante como determinante de cambios inesperados en los impuestos sólo si la

autoridad desea mantener equilibrado de forma relativa su presupuesto corriente y no permite desequilibrios transitorios.

La interpretación es similar para las ecuaciones (7) y (8). La ecuación (7) refleja que los movimientos inesperados en el gasto de un trimestre ( $u_t^G$ ) también depende de movimientos inesperados del producto en el mismo período,  $u_t^Y$ , de la respuesta del choque estructural a los impuestos  $\varepsilon_t^T$  y del choque estructural al gasto  $\varepsilon_t^G$ .

Finalmente, la ecuación (8) refleja que los movimientos inesperados en el producto (los residuos de la ecuación de producto:  $u_t^Y$ ) dependen en el mismo trimestre, de movimientos inesperados en los impuestos  $u_t^T$ , en el gasto  $u_t^G$  o a otros choques inesperados,  $\varepsilon_t^Y$ . Este último choque se relaciona con choques exógenos a nivel de actividad mientras que la inclusión de los movimientos inesperados en impuestos y gastos refleja los impactos de la política fiscal sobre el nivel de actividad de la economía.<sup>21</sup>

De esta forma el primer paso en el proceso de estimación consiste en obtener el vector de residuos  $u_t$  de la forma reducida del VAR especificado.<sup>22</sup> Una vez obtenido el vector  $u_t$  es necesario resolver el sistema de ecuaciones [ecuaciones (6) a (8)] para poder identificar los choques exógenos. Estos choques estructurales no deben estar correlacionados, es decir ser ortogonales, supuesto requerido para considerar el impacto dinámico de un choque aislado. Para resolver dicho sistema de ecuaciones se sigue a Blanchard y Perotti para la imposición de algunas restricciones sobre los parámetros de estas ecuaciones, las cuales se detallan al realizar el trabajo empírico.

Luego de imponer estas restricciones, las ecuaciones (6) a (8) se resuelven con mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) dado que al ser un sistema de ecuaciones simultáneas se requiere de variables instrumentales para salvar el problema de simultaneidad. Luego de obtener los parámetros contemporáneos de dichas ecuaciones (mediante la estimación e imposición de restricciones), es posible especificar las matrices A y B (y por lo tanto también la matriz C) y estimar las funciones de impulso respuesta ante los choques exógenos.

Una particularidad que distingue al SVAR de los VAR usualmente estimados en la literatura es que la matriz C no es una matriz identidad. Esta particularidad indica que por ejemplo, un choque de gasto fiscal tiene efectos inmediatos no sólo en la

<sup>21</sup> El procedimiento de estimación se analiza en el trabajo empírico.

<sup>22</sup> Para especificar si las variables entran en diferencias o en niveles se realizan pruebas de raíz unitaria.

ecuación de gasto sino también sobre la recaudación tributaria. De manera similar, un choque de oferta no sólo impacta directamente la actividad económica sino que también afecta la recaudación tributaria de forma inmediata.

## 2. Funciones impulso respuesta

Para analizar las funciones impulso respuesta, se debe tener presente el VAR presentado en la ecuación (5) donde:

$$(9) \quad \begin{bmatrix} T_t \\ G_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{12} & f_{13} \\ f_{21} & f_{22} & f_{23} \\ f_{31} & f_{32} & f_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ G_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^T \\ u_t^G \\ u_t^Y \end{bmatrix}$$

Por ejemplo, el efecto de un choque en  $\varepsilon_t^G$  afecta a  $Y_t$  a través de  $u_t^G$ , porque  $u_t^G = a_{23}u_t^Y + b_{21}\varepsilon_t^T + \varepsilon_t^G$ , ecuación (7), y  $Y_t = f_{31}T_{t-1} + f_{32}G_{t-1} + f_{33}Y_{t-1} + u_t^Y$ , donde  $u_t^Y = a_{31}u_t^T + a_{32}u_t^G + \varepsilon_t^Y$ , ecuación (8). Por medio de estas expresiones se obtiene la respuesta de  $Y_t$ . En el momento siguiente ( $t+1$ ),  $\varepsilon_{t+1}^G$  ya no cambia pero la dinámica autorregresiva del modelo hace que  $Y_{t+1}$  se modifique, así hasta los  $s$  períodos sucesivos, para convergir en un valor a largo plazo (de cero o al valor medio).

Esta convergencia es consecuencia de la estabilidad del modelo. Es decir, las series  $\{T_t\}$ ,  $\{G_t\}$  y  $\{Y_t\}$  serán conjuntamente estacionarias en covarianza si la condición de estabilidad se mantiene;<sup>23</sup> y cada serie tendrá un promedio y varianza finita e invariante en el tiempo. De acuerdo a la descomposición de Wold, el modelo estructural (estable) puede representarse como un proceso infinito de promedios móviles, ecuación (10).<sup>24</sup>

$$(10) \quad X_t = u_t + \Psi_1 u_{t-1} + \Psi_2 u_{t-2} + \Psi_3 u_{t-3} \dots = \Psi(L)u_t.$$

Donde los choques estructurales están relacionados con los de la expresión reducida a través de  $u_t = C\varepsilon_t = A^{-1}B\varepsilon_t$ .

## VI. TRABAJO EMPÍRICO

### 1. Aspectos metodológicos

<sup>23</sup> Las raíces deben estar fuera del círculo unitario.

<sup>24</sup> La propiedad de estacionariedad implica que los choques inesperados pueden desviar a una serie de su valor medio de manera transitoria.

La cobertura del sector público seleccionada, como fue mencionado, abarca al Gobierno Central y al Banco de Previsión Social y el período de análisis se extiende desde el primer trimestre de 1989 al segundo del 2007 (frecuencia trimestral).<sup>25, 26</sup>

Las variables con las cuales se decide trabajar son: los impuestos netos de transferencias y los egresos primarios del sector público definido y el índice de volumen físico (IVF) del producto interno bruto del Uruguay. Los impuestos netos recogen los ingresos netos de prestaciones activas y pasivas y de diversas transferencias, esto se realiza para recoger en los impuestos netos las transferencias desde y hacia el sector privado y para incluir en los gastos solo el gasto en salarios, en bienes y servicios y las inversiones (definición más cercana a la empleada en Cuentas Nacionales). No se incluyen los intereses porque su dinámica está determinada básicamente por la de la deuda y son el resultado no solo de compromisos actuales sino también de compromisos incurridos en períodos anteriores, de esta forma se trabaja con el resultado primario. Todas las variables fiscales son base caja.

También se emplea en el análisis como variable instrumental el tipo de cambio real, y para distintos exámenes se incorporan las siguientes variables: el IVF del PIB de Argentina, la tasa de inflación y la tasa de interés de corto plazo. La definición y construcción de las variables se detalla en el Anexo.

## 2. Caracterización de las variables

Las variables fiscales –impuestos netos (en adelante impuestos o ingresos) y gastos primarios (en adelante gastos o egresos)– fueron deflactadas con el del PIB, para que existieran deflatores homogéneos.<sup>27</sup> Luego se usó la transformación logarítmica como forma de estabilizar la varianza y en principio los datos no se desestacionalizaron.<sup>28</sup>

<sup>25</sup> El Gobierno Central incluye los ministerios, los poderes legislativo, ejecutivo y judicial, la Corte Electoral, el Tribunal de Cuentas y de lo Contencioso Administrativo, el Instituto del Niño y el Adolescente del Uruguay, el Consejo Directivo Central de la Administración de Educación Pública y la Universidad de la República.

<sup>26</sup> No se incluye todo el año 2007 debido a que la reforma tributaria entró en vigencia en julio del 2007 (Ley 18083 de diciembre del 2006). Al momento en que se finalizó este trabajo no se contaba con datos definitivos de recaudación del impuesto a las personas físicas para el mes de diciembre del 2007.

<sup>27</sup> Las variables fiscales se deflactaron también por el IPC y no se observaron grandes diferencias.

<sup>28</sup> Para cada una de las series se utilizó la descomposición Tramo-Seats, dado

De la representación gráfica de las series en niveles y en primeras diferencias (como sugiere Hamilton (1994)) surge la presunción que se trata de series no estacionarias en media, dado que ninguna de las series (en niveles) oscila alrededor de una media constante.<sup>29</sup> La causa de no estacionariedad podría ser la existencia de una o más raíces unitarias por lo cual es necesario, para caracterizar las variables, comenzar por determinar su orden de integración. Para esto se realizó la prueba de raíz unitaria de tipo Dickey-Fuller Aumentado (DFA) sobre las series, el cual examina la existencia de raíz unitaria en la frecuencia cero de las variables, (no se examina la existencia de raíz en las frecuencias  $\pi$  y  $\pi/2$ ). Dado que en el 2002 la economía uruguaya se vio sometida a un choque importante, la crisis económica, que afectó entre otras a las variables económicas consideradas en este estudio, se realiza también la prueba sugerida por Saikkonen y Lütkepohl (2002) y por Lanne, Lütkepohl y Saikkonen (2002) el cual permite incorporar a la prueba de DFA los cambios estructurales que posean las series. Dicha prueba tiene la ventaja de permitir que sean determinados endógenamente estos cambios, y salvar el problema de equivalencia observacional, donde una serie puede aparecer como  $I(2)$  cuando en realidad es  $I(1)$  con quiebres, como es el caso de algunas series de nuestro estudio.

Para las especificaciones del contraste en dichas pruebas se sigue también a Hamilton, quien sostiene que el modelo especificado debe incluir a la hipótesis nula y alternativa que constituyan una descripción plausible de los datos, lo cual debe ser establecido a partir de la inspección visual de las series. Por este motivo primero se prueba la hipótesis nula de series  $I(2)$  en una especificación del contraste con constante, para no sesgar el resultado a favor de la hipótesis nula, rechazada ésta, se examina que la constante no sea significativa. Luego se prueba la hipótesis nula de series  $I(1)$  en una especificación con constante y tendencia, no rechazada esta hipótesis se comprueba que la tendencia no sea significativa. La especificación del contraste fue distinta para el tipo de cambio real, donde la prueba en niveles se hizo solo con constante y en la primera diferencia sin constante ni tendencia. En el cuadro 1.A se encuentran los resultados

---

que este método resulta atractivo para valorar si las series aceptan la transformación logarítmica y para detectar la presencia de *outliers*. En todas las series analizadas esta transformación resultó pertinente. También para las series del Gobierno Central se analizaron las modelizaciones univariadas obtenidas en el trabajo de Ganón y Tiscordio (2007).

<sup>29</sup> Ver gráficas de las series en el Anexo.



**CUADRO 1. CONTRASTE DE RAÍCES UNITARIAS****A. Prueba de Dickey Fuller Aumentada**

Variables <sup>a</sup>	Prueba en nivel		Prueba en primera diferencia		Orden de integración
	Especificación <sup>b</sup>	Estadístico DFA	Especificación <sup>b</sup>	Estadístico DFA	
Ingresos	c + t	-1.88	c	-4.47 <sup>c</sup>	1
Egresos	c + t	-2.06	c	-3.81 <sup>c</sup>	1
PIB	c + t	-2.56	c	-3.84 <sup>c</sup>	1
TCR	c	-2.49	---	-10.40 <sup>c</sup>	1

**B. Prueba de Lanne, Lütkepohl y Saikkonen; con quiebres**

Variables <sup>d</sup>	Prueba en nivel		Prueba en primera diferencia		Orden de integración
	Especificación	Estadístico DFA con quiebres <sup>e</sup>	Especificación	Estadístico DFA con quiebres <sup>e</sup>	
Egresos	c + t	-2.13	c	-6.46 <sup>f</sup>	1
PIB	c + t	-1.40	c	-5.53 <sup>f</sup>	1

<sup>a</sup> Todas las variables se expresan en logaritmos neperianos de sus valores deflactados. <sup>b</sup> El número de rezagos se determinó a partir del criterio del mínimo Akaike (AIC). <sup>c</sup> Se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 99% de confianza respectivamente. Programa econométrico empleado: *EViews 5.1*. <sup>d</sup> Todas las variables se expresan en logaritmos neperianos de sus valores deflactados. Para los ingresos la prueba no encontró el quiebre en 2002, por eso no se realiza dicha prueba para esta serie. <sup>e</sup> La prueba fue modelada con un cambio lineal en la ordenada y con un cambio exponencial; los resultados fueron equivalentes, se presenta únicamente el cambio lineal. <sup>f</sup> Se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 99% de confianza respectivamente. Programa econométrico empleado: *JMulti*.

de la prueba de DFA común y en el cuadro 1.B los de la prueba de Lanne, Lütkepohl y Saikkonen.

Se concluye, de ambas pruebas, que todas las series analizadas son no estacionarias en niveles  $I(1)$ , presentan tendencia estocástica, dado que poseen una raíz unitaria en el polinomio autorregresivo (una diferencia regular) y son estacionarias  $I(0)$  en su primera diferencia. Por otra parte, se decide trabajar con las variables sin desestacionalizar como sugiere Espasa y Cancelo (1993) y Lütkepohl y Krätzig (2004), y no filtrar las series por métodos empíricos dada la pérdida de información que esto conlleva,<sup>30</sup> además se supone que la estacionalidad es determinista.<sup>31</sup>

<sup>30</sup> Sin embargo, la mayoría de las pruebas del documento se corroboraron con las variables desestacionalizadas.

<sup>31</sup> Puede suceder que existan raíces unitarias no solo en la frecuencia cero de las variables y que una especificación con cointegración periódica sea posible para

Como las variables resultaron no estacionarias se evalúa antes de especificar el VAR estructural en diferencias, si existe una relación de equilibrio de largo plazo (relación de cointegración) entre los gastos, los impuestos netos y el producto. Dado que si las series son  $I(1)$  pero están cointegradas  $CI(1,1)$ , un modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error, como fue mencionado, es una especificación más adecuada.

### 3. Análisis de cointegración

La existencia de relaciones de cointegración se determina utilizando el método de máxima verosimilitud con información completa de Johansen. Es necesario, en esta misma etapa, determinar la especificación y el número de rezagos a incluir en el VECM. Al respecto no hay un criterio dominante para la elección del número de rezagos, en esta investigación se optó por el criterio de mínimo AIC (criterio de Akaike) y también se usó la prueba de Wald de exclusión de los rezagos. Mediante estas pruebas el número de rezagos seleccionado fue 2, además se seleccionó una especificación con constante. Dado que la prueba de Johansen es sensible a los residuos, sobre todo en muestras pequeñas, se analizó que el VECM especificado tuviera residuos bien comportados: normales (prueba de Jarque Bera), sin presencia de correlación (prueba LM y prueba portmanteau), no presentaran heteroscedasticidad (prueba de White) ni comportamientos ARCH.

Para lograr residuos bien comportados fue necesario incluir de forma irrestricta, una variable que recoge la cantidad de días en cada trimestre correspondientes a la Semana de Turismo (Pascua).<sup>32</sup> También se estudió la inclusión de variables cualitativas en aquellos puntos que resultaron atípicos y donde además

---

las series, tema que escapa a esta investigación. Un análisis sobre la existencia de raíces unitarias en otras frecuencias para el PIB y otras variables se encuentra en Bucacos (2007).

<sup>32</sup> Se sigue a Lorenzo, Lanzilotta y Sueiro (2003) para modelar la variable Pascua. Los autores especifican: "Con este efecto se intenta presentar la influencia que la festividad móvil de la Pascua ejerce sobre la producción. El que la Semana Santa no ocurra siempre en el mismo mes del año (marzo o abril), implica que cuando ocurre esta festividad se produce una caída de la actividad en dicho mes. Se considera que la Semana Santa afecta a siete días consecutivos. A fin de evaluar la incidencia de este efecto sobre las series de actividad, se definió la variable "Pascua" que toma valor cero para aquellos meses distintos de marzo y abril, y para estos últimos la cantidad de días de Semana Santa que caen en cada mes".

se conocía la ocurrencia de fenómenos económicos relevantes, se definieron escalones en las series en las fechas 2002.II, 2002.III y 2004.II (o sea impulsos en la dinámica transitoria de las series, sobre las series en diferencias). La variable *dumi* en el 2002.II (significativa para los egresos) se asocia a decretos que fijaban topes máximos de ejecución de gasto para toda fuente de financiamiento y diferían la ejecución de otros, los cuales se enmarcan en la crisis económica de ese año.<sup>33</sup> La variable *dumi* en el 2002.III (significativa para el producto) se asocia a la crisis referida. La identificación de la variable *dumi* en el 2004.II se debe a los ingresos extraordinarios recibidos por el gobierno por concesiones en la telefonía celular.<sup>34</sup> Además dado que los egresos y el PIB mostraron marcados patrones estacionales, se incluyen variables *dumis* en este sentido para captar la estacionalidad determinista supuesta.

Una vez especificado el modelo con las variables mencionadas, los residuos resultaron bien comportados, como se detalla en el cuadro 2. Dicho cuadro revela que la prueba de Jarque Bera no permite rechazar la hipótesis nula de normalidad y se rechaza la correlación serial y la presencia de heteroscedasticidad. Se examinó también la existencia de una estructura ARCH en los residuos de cada ecuación del modelo, y se rechazó la existencia de la misma.

**CUADRO 2.** DIAGNÓSTICO DE LOS RESIDUOS DEL MODELO

<i>Prueba</i>	$Q_{12}$	$Q^*_{12}$	$LM_2$	$LM_4$	<i>White</i>	<i>JB</i>
Estadístico	82.85	92.18	4.87	13.13	140.02	9.92
Valor <i>p</i>	0.69	0.42	0.84	0.16	0.30	0.13

Luego se realiza el contraste de Johansen, el cual encuentra una relación de cointegración (al 5%) con el estadístico de traza, sin embargo se rechaza la existencia de tal relación con el estadístico de máximo valor propio (cuadro 3). Este último resultado lleva a concluir que las pruebas no son categóricas sobre la existencia de una relación de largo plazo entre las variables.<sup>35, 36</sup>

<sup>33</sup> Decretos: 07/02/2002, 20/02/2002.

<sup>34</sup> Aproximadamente USD 30 millones en ese trimestre. Los ingresos del GC entre el tercer y cuarto trimestre de 2004 también se intervinieron (en la propia serie) por la huelga de la oficina recaudadora (DGI).

<sup>35</sup> Hubrich *et al.* (2001) probaron que la prueba de traza en general muestra más distorsiones de tamaño que el de máximo valor propio en muestras pequeñas (como es nuestro caso).

<sup>36</sup> La especificación del VECM y de la prueba de Johansen se realizó también

**CUADRO 3.** PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN ESTADÍSTICO DE MÁXIMO VALOR PROPIO Y DE TRAZA

<i>Ho:</i>		<i>Estadístico Valor crítico</i>		<i>Ho:</i>		<i>Estadístico Valor crítico</i>	
<i>Ha:</i>		<i>MVP</i>	<i>(5%)</i>	<i>Ha:</i>		<i>Traza</i>	<i>(5%)</i>
r=0	r=1	20.38	20.97	r=0	r>0	33.70 <sup>a</sup>	29.68
r=1	r=2	11.03	14.07	r≤1	r>1	13.32	15.41
r=2	r=3	2.29	3.76	r≤2	r>2	2.29	3.76

<sup>a</sup> La prueba de traza indica un vector de cointegración significativo al 5%.

De todas formas el análisis de cointegración continuó y se realizaron exámenes adicionales entre las variables para analizar la relación de largo plazo especificada. Además con las hipótesis manejadas en la discusión académica en el largo plazo lo que se espera encontrar son dos relaciones de cointegración para estas variables: una entre los ingresos netos y los egresos, dado que es una forma de comprobar la sostenibilidad de la política fiscal en el largo plazo, y otra entre los ingresos y el PIB, dado el carácter de estabilizador automático de los ingresos.<sup>37, 38</sup> Como la prueba de Johansen indica una única relación de cointegración podría pensarse que las relaciones mencionadas estén anidadas en esa relación. Para analizar esto se impusieron en el VECM ambas relaciones y las mismas no fueron rechazadas (con una probabilidad de 43%), sin embargo, tal VECM presenta coeficientes de ajuste de estas relaciones con significancia y signos distintos a los esperados.

Se examinó también como sugiere Lütkepohl la cointegración entre pares de variables: entre los ingresos netos y los egresos; entre los egresos y el producto; y entre éste y los ingresos netos; comprobando en cada especificación la normalidad de los residuos. Una vez realizada la prueba en estos tres grupos solo se encontró una relación de cointegración entre los ingresos y el producto, pero al imponer la cointegración entre ingresos y egresos (en el VECM respectivo) la misma no se rechazó con una probabilidad de 74%.<sup>39</sup>

con las variables desestacionalizadas y sin las dummies estacionales deterministas y arrojó resultados similares en cuanto al vector cointegrador. También se analizó una especificación de control para las fluctuaciones del PIB (se incluyó el PIB de Argentina como exógena rezagada y diferenciada) y también se obtuvieron resultados similares. Ver Tiscordio (2008).

<sup>37</sup> Para ser estrictos los egresos deberían incluir los intereses y la cobertura abarcar a todo el sector público.

<sup>38</sup> La estacionariedad del déficit es la idea básica de las pruebas de sostenibilidad de la política fiscal introducida por Hamilton y Flavin (1986).

<sup>39</sup> La falta de fuerte evidencia de cointegración entre los ingresos y los gastos

A modo de resumen del análisis de cointegración se destaca lo siguiente: inicialmente la prueba de traza de Johansen indicó que no se podía rechazar la existencia de un vector cointegrador (al 5%), sin embargo la prueba de máximo valor propio no presentó evidencia del mismo. A pesar de estos resultados contradictorios el análisis de cointegración se decidió continuar para tener suficiente evidencia en caso de rechazar las hipótesis derivadas de la literatura académica y porque los valores críticos de dicha prueba no consideran la inclusión de variables exógenas (impulsos, dummies estacionales). Finalmente, luego de realizar las diversas pruebas especificadas los resultados que se encontraron no fueron concluyentes para el vector o vectores cointegradores existentes ni para una adecuada especificación del modelo vectorial con mecanismo de corrección de error. Esto llevó a no considerar a las series como cointegradas y analizar una especificación del VAR estructural en diferencias.

#### 4. VAR estructural e identificación de los choques

Como se especificó en la sección V el primer paso en la estimación del SVAR consiste en obtener los residuos de la forma reducida del VAR especificado. De esta forma, se trabajó con un VAR en diferencias para los ingresos netos, los egresos y el producto, dado el análisis anterior. Para la selección de los rezagos se usan las mismas pruebas mencionadas al analizar el VECM, los cuales arrojaron para el VAR en diferencias un orden 2. Cuando se incluyeron las variables exógenas antes mencionadas se encontraron residuos normales y bien comportados; las pruebas que reflejan estos resultados se presentan en el cuadro 4.

**CUADRO 4.** DIAGNÓSTICO DE LOS RESIDUOS DEL MODELO

<i>Prueba</i>	$Q_{12}$	$Q^*_{12}$	$LM_2$	$LM_4$	<i>White</i>	<i>JB</i>
Estadístico	76.19	84.78	5.62	10.92	123.18	8.44
Valor $p$	0.85	0.64	0.77	0.28	0.55	0.21

Una vez obtenidas las innovaciones  $u_t$  del VAR en diferencia se necesita identificar los coeficientes que vinculan estas innovaciones

---

es consistente con otros resultados empíricos: Bohn (1998) y Blanchard y Perotti (1999). En nuestro caso además se puede deber a la cobertura considerada (no es la totalidad del sector público) y al quiebre importante que existió en el 2002 por la crisis.

con los choques exógenos o estructurales ( $\varepsilon_t^T$ ,  $\varepsilon_t^G$  y  $\varepsilon_t^Y$ ), coeficientes de las ecuaciones (6) a (8) especificadas en dicha sección: ( $a_{13}$ ,  $b_{12}$ ,  $a_{23}$ ,  $b_{21}$ ,  $a_{31}$  y  $a_{32}$ ). La identificación de los mismos se realiza por medio de la imposición de restricciones y de la resolución de las ecuaciones mencionadas, las cuales se vuelven a explicitar.

$$(11) \quad u_t^T = a_{13}u_t^Y + b_{12}\varepsilon_t^G + \varepsilon_t^T$$

$$(12) \quad u_t^G = a_{23}u_t^Y + b_{21}\varepsilon_t^T + \varepsilon_t^G$$

$$(13) \quad u_t^Y = a_{31}u_t^T + a_{32}u_t^G + \varepsilon_t^Y$$

La restricción que se supone antes de resolver estas ecuaciones, de acuerdo con Blanchard y Perotti, es que las autoridades no ajustan el gasto basados en el crecimiento de la economía en el mismo trimestre,  $a_{23} = 0$ . Siguiendo el enfoque agnóstico de estos autores se supone además que las decisiones de impuestos están primero, por lo cual en el mismo trimestre no existe efecto de un choque estructural de gasto en las innovaciones de los impuestos, por lo tanto  $b_{12} = 0$  y  $b_{21}$  se estima endógenamente del sistema:  $Au_t = B\varepsilon_t$ , luego de obtener el resto de los parámetros. Alternativamente, se puede asumir que en el mismo trimestre no existe efecto de un choque estructural de impuesto en las innovaciones del gasto (las decisiones de gasto están primero),  $b_{21} = 0$ , dejando  $b_{12}$  para ser estimado. Los resultados se presentan con el primer supuesto.

Los parámetros: ( $a_{13}$ ,  $a_{31}$  y  $a_{32}$ ), se estiman usando mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), dado que este método permite usar variables instrumentales. Para estimar  $a_{13}$ , parámetro que capta los efectos automáticos de la actividad económica sobre los ingresos, se estima la ecuación (11) con MC2E dado que el problema para estimar este coeficiente es que puede estar sesgado por el problema de simultaneidad. Por este motivo se utiliza un instrumento relacionado con los efectos automáticos de la actividad, pero no correlacionado con choques exógenos de política fiscal (sean de ingreso o gasto). Se selecciona el tipo de cambio real y rezagos de esta variable como instrumentos para  $u_t^Y$ , también se incluyen varios rezagos de  $u_t^T$  y una variable dumi en 1995.04.<sup>40, 41</sup>

<sup>40</sup> En algunos trabajos el coeficiente  $a_{13}$  es tratado como una elasticidad y se calcula en forma exógena, en este trabajo se opta por estimarlo dentro del propio sistema de ecuaciones siguiendo a Cerda *et al.* (2003). Por lo tanto no se

Estimados  $a_{13}$  y  $a_{23}$  se puede construir cierto ajuste *cíclico* para los residuos de la forma reducida de  $\Delta T_t$  y  $\Delta G_t: (u_t^T \text{ y } u_t^G)$ . Para el primer caso, el ajuste cíclico se realiza de la forma:  $(u_t^T)^{AC} = u_t^T - a_{13}u_t^Y$ , y para el segundo caso,  $(u_t^G)^{AC} = u_t^G - a_{23}u_t^Y = u_t^G$  (dado que  $a_{23} = 0$ ). Las variables:  $(u_t^T)^{AC}$  y  $(u_t^G)^{AC}$  pueden aún estar correlacionados entre sí, pero no están altamente correlacionadas con  $\varepsilon_t^Y$ . El siguiente paso es estimar  $a_{31}$  y  $a_{32}$  de la ecuación (13) (efectos en el trimestre de los impuestos netos y del gasto en el producto). A partir de las ecuaciones de la forma reducida, se regresan los residuos de la ecuación de  $\Delta Y$  contra los de las ecuaciones de  $\Delta T$  y  $\Delta G$ . Se utilizan MC2E y se emplean como instrumentos las variables ajustadas:  $(u_t^T)^{AC}$  y  $(u_t^G)^{AC}$ , dado que no están altamente correlacionadas con  $\varepsilon_t^Y$ . En el cuadro 5 se presentan los coeficientes estimados de la forma mencionada, los cuales reflejan las relaciones contemporáneas entre los distintos choques.

**CUADRO 5. ESTIMACIÓN DE LOS COEFICIENTES CONTEMPORÁNEOS**

	<i>Coefficiente</i>	<i>Est. - t</i>	<i>Valor p</i>	<i>Ecuación estimada</i>
$a_{13}$	1.64	2.38	0.020	11 <sup>a</sup>
$a_{31}$	-0.03	-0.88	0.383	13 <sup>b</sup>
$a_{32}$	0.23	3.63	0.000	13 <sup>b</sup>
$b_{21}$	-0.09	-0.76	0.449	$Au_t = B\varepsilon_t^c$
$b_{12}$	-0.39	-3.29	0.002	$Au_t = B\varepsilon_t^d$

<sup>a</sup> Para obtener  $a_{13}$  la ecuación (11) se estima por MC2E. <sup>b</sup> Para obtener  $a_{31}$  y  $a_{32}$  la ecuación (13) se estima por MC2E. <sup>c</sup>  $b_{21}$  surge de manera endógena de la solución del sistema referido luego de definir A y B y de suponer que  $b_{12} = 0$ . <sup>d</sup>  $b_{12}$  se obtiene de igual forma pero se supone que  $b_{21} = 0$ . Lo cual implica asumir otro orden. Programa econométrico empleado: *EViews 5.1*.

De estos resultados se desprende que los signos de los efectos contemporáneos de los impuestos netos y del gasto primario en el producto ( $a_{31}$  y  $a_{32}$ ), están en línea con lo que predicen las corrientes keynesianas desarrolladas en el marco teórico. Si

---

usa exactamente el concepto de elasticidad, además porque las variables no son consideradas en niveles.

<sup>41</sup> El tipo de cambio real se considera un buen instrumento porque cumple con las tres condiciones que debe tener una variable instrumental. Novales (1993).

bien el coeficiente  $a_{31}$  resulta no significativo el mismo es muy bajo, además la práctica consiste en seguir adelante con dicha estimación y analizar los impulsos respuesta.<sup>42</sup> Por otro lado el coeficiente  $a_{13}$  refleja la reacción de los impuestos netos ante variaciones en el producto, el mismo tiene el signo esperado y resulta significativo, se observa además que en datos trimestrales el valor es mayor a la unidad (en línea con lo observado para otros países).

Luego de imponer las restricciones mencionadas y calcular los parámetros referidos, el sistema  $Au_t = B\varepsilon_t$  es resuelto (y por lo tanto también se obtiene la matriz C) lo cual permite estimar las funciones de impulsos respuesta a los choques estructurales.

## 5. Resultados del VAR estructural

### *a) Impulsos respuesta*

Se presentan a continuación las estimaciones de las funciones de impulso respuesta encontradas por el VAR estructural ante los distintos choques, para un horizonte de 10 trimestres. Las respuestas de las variables fueron calculadas con base en choques de un desvío estándar. Los resultados se presentan con el supuesto que los impuestos son ordenados primero.

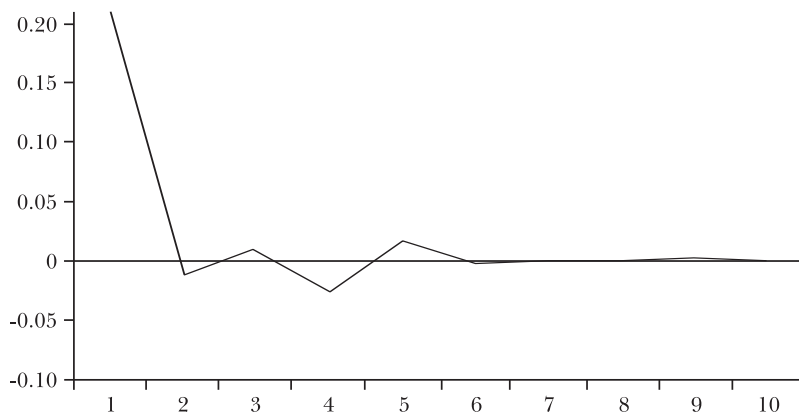
Se destaca que las funciones de impulso respuesta son no nulas, y además presentan un comportamiento de convergencia en el mediano y en el largo plazo, dado que el VAR es estable y cumple con la condición de estacionariedad necesaria para que exista la representación de Wold, presenta todas las raíces fuera del círculo unitario.<sup>43</sup>

En las gráficas siguientes se observa que un choque estructural de un desvío estándar que eleve el gasto primario produce un impacto positivo en la tasa de variación del producto de 22% del impulso inicial, o sea que poco más de la quinta parte del choque de gasto se traslada a la variación del producto. Este impacto en la tasa de variación es transitorio (dado que  $\Delta Y$  es estacionaria) y al cabo de seis trimestres la misma se estabiliza,

<sup>42</sup> En el Anexo empírico se detallan los coeficientes encontrados en otros estudios, con sus respectivas pruebas  $t$ , donde se observa lo mencionado anteriormente. Además dichos coeficientes sirven de referencia para comparar con los coeficientes hallados para el caso de Uruguay. A su vez Lütkepohl presenta el modelo SVAR propuesto por Pagan (modelo IS-LM simple) donde se sigue la misma práctica.

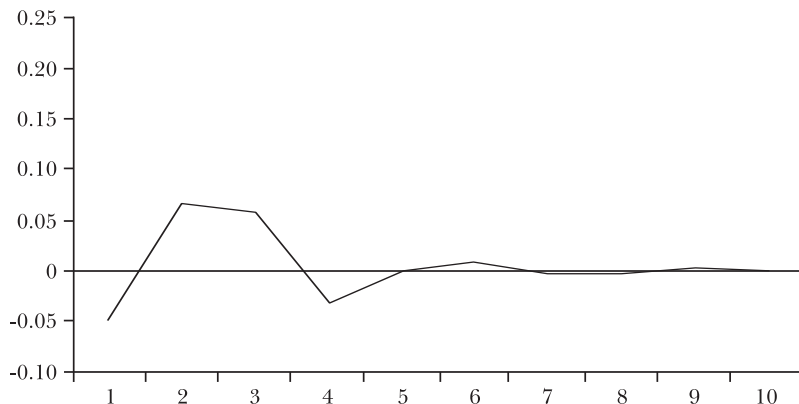
<sup>43</sup> Ver Anexo empírico.



**GRÁFICA VII.** RESPUESTA DE  $\Delta Y$  ANTE UN *CHOQUE* ESTRUCTURAL EN EL GASTO PRIMARIO

reflejando la baja persistencia del choque fiscal. Gráfica VII.<sup>44</sup>

En tanto, un choque exógeno de ingresos (o impuestos) se asocia a una disminución en la tasa de variación del producto de 5% del impulso inicial en el primer trimestre, luego en el segundo y tercer trimestre este efecto se revierte para volver a ser negativo en el cuarto. Gráfica VIII.

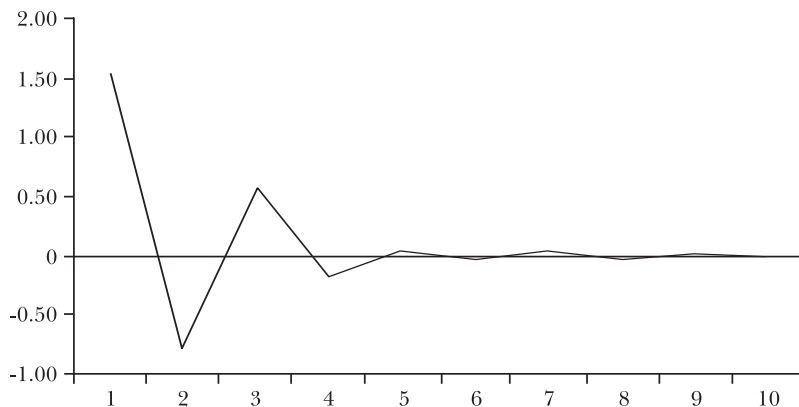
**GRÁFICA VIII.** RESPUESTA DE  $\Delta Y$  ANTE UN *CHOQUE* ESTRUCTURAL EN LOS INGRESOS NETOS

Por otra parte un choque en el gasto primario tiene un efecto positivo en la tasa de crecimiento de los ingresos netos y un choque en el producto tiene un efecto positivo tanto en la tasa de variación de los ingresos netos como del gasto primario, en

<sup>44</sup> Para las gráficas completas ver Anexo empírico.

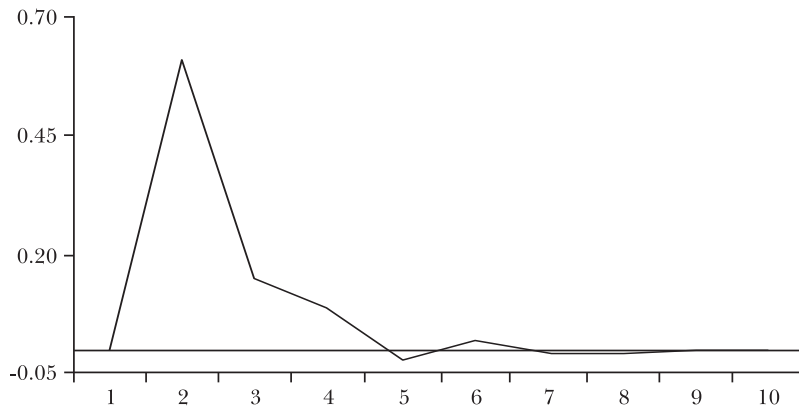
este último caso luego del primer trimestre (dado la restricción impuesta en el sistema de  $a_{23} = 0$ ) (gráficas IX y X). La respuesta del gasto primario ante el choque en el producto puede ser interpretado como un signo de política fiscal procíclica, provocando fluctuaciones del gasto que exacerban los ciclos, con aumentos en épocas de auge y disminuciones en momentos recesivos.

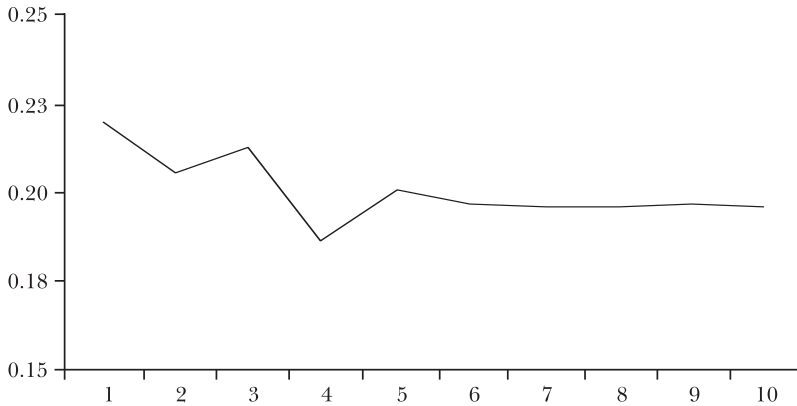
**GRÁFICA IX.** RESPUESTA DE  $\Delta T$  ANTE UN *CHOQUE* ESTRUCTURAL EN EL PRODUCTO



Asimismo además de analizar el efecto impacto interesa al haber realizado las estimaciones con las primeras diferencias de las series, analizar la respuesta del nivel de la variable ante la ocurrencia de un choque estructural. Para lo cual se recurre al análisis de la respuesta acumulada de la primera diferencia de

**GRÁFICA X.** RESPUESTA DE  $\Delta G$  ANTE UN *CHOQUE* ESTRUCTURAL EN EL PRODUCTO

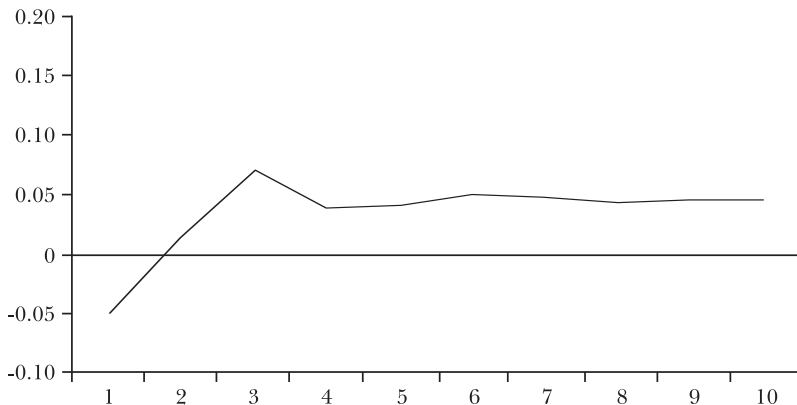


**GRÁFICA XI.** RESPUESTA DE  $\Delta Y$  ANTE UN *CHOQUE* ESTRUCTURAL EN EL GASTO PRIMARIO

dicha variable, o sea a la suma acumulada de los multiplicadores.

De esta forma un choque exógeno de gasto primario de un desvío estándar provoca un efecto positivo sobre el nivel del PIB, superior al valor del impulso inicial en 19% al cabo de 10 trimestres, lo cual refleja un efecto permanente sobre el nivel del PIB. Este choque positivo de demanda tiene un impacto inmediato y por tanto el mayor efecto se da en el primer trimestre. En tanto un choque exógeno en los impuestos netos acumula un efecto positivo sobre el PIB de 4% también al cabo de 10 trimestres, dada la dinámica transitoria observada (gráficas XI y XII).

El análisis sobre el efecto de un choque en una de las variables del modelo sobre las otras (impulso respuesta) debe ser

**GRÁFICA XII.** RESPUESTA DE  $\Delta Y$  ANTE UN *CHOQUE* ESTRUCTURAL EN LOS INGRESOS NETOS

complementado con el análisis de la descomposición de la varianza.

*b) Descomposición de la varianza*

Este análisis consiste en calcular la contribución de cada choque estructural sobre el error de predicción de cada variable, *s* períodos hacia delante. Aporta información sobre la importancia relativa de los mismos para explicar el comportamiento de las variables y logra discriminar la variación de cada variable en función de las innovaciones del modelo. En el cuadro 6 se presenta la descomposición de la varianza de las tres variables analizadas a diferentes horizontes temporales.

En relación con la descomposición de la varianza de la tasa de crecimiento del producto, se observa que el choque en el gasto primario explica solo el 5% de la varianza del producto en un horizonte de 10 trimestres, en tanto en los ingresos netos solo un 1%, por lo cual más de un 90% es explicada por sus propias perturbaciones, las cuales reflejan aquellas perturbaciones no incluidas en el modelo, como por ejemplo choques de productividad u otros choques de demanda como pueden ser los monetarios o choques en el PIB regional.<sup>45</sup> Los resultados encontrados por tanto reflejan relativamente la poca relevancia de los choques fiscales para afectar las fluctuaciones del producto.

**CUADRO 6. ANÁLISIS DE DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA (%)**

<i>Horizonte de predicción</i>	<i>Choque imp.</i>	<i>Choque gasto</i>	<i>Choque PIB</i>
		$\Delta Y$	
1	0.25	5.02	94.72
4	1.09	4.99	93.92
10	1.10	5.00	93.90
		$\Delta G$	
1	0.80	99.20	0.00
4	0.96	72.23	26.81
10	0.97	72.19	26.84
		$\Delta T$	
1	24.87	3.78	71.34
4	20.05	7.05	72.90
10	20.09	7.05	72.86

<sup>45</sup> Según Perera (2007) los choques de productividad o los choques de demanda mencionados tienen una clara predominancia sobre la tasa de crecimiento del producto, este autor plantea un modelo VAR estructural.

Por otra parte el choque en el producto explica el 27% y 73% de las varianzas del gasto primario y de los impuestos netos respectivamente, la importancia de este choque puede ser mayor en los ingresos netos dado el carácter más pronunciado de estabilizador automático que tienen los impuestos.

### *Robustez de los resultados*

Algunos de los análisis realizados en el VAR identificado fueron experimentos contrafactuales. Es el caso de considerar que las decisiones de gasto están primero,  $b_{21} = 0$  y se estima  $b_{12}$ . Esto supone cambiar el orden del VAR especificado y calcular nuevamente los impulsos respuesta. Los mismos no presentaron diferencias con los resultados analizados anteriormente.<sup>46</sup>

También al truncar la serie en el 2005 los resultados no presentaron cambios relevantes. Si bien lo ideal para analizar la estabilidad sería considerar dos muestras, la cantidad de datos con los cuales se trabaja (74) no permite realizar este análisis dado que quedarían muestras con menos de 50 datos, lo cual no es recomendable en los VAR.

### *c) Discusión de los resultados*

Los resultados encontrados muestran que aplicando la metodología SVAR para datos del Gobierno Central y BPS que abarcan desde el primer trimestre de 1989 al segundo del 2007, los choques fiscales muestran tener relativamente poca influencia para afectar las fluctuaciones de producto.

Se encuentra que un choque exógeno de un desvío estándar en el gasto primario provoca un efecto positivo y permanente sobre el nivel del PIB, superior al valor del impulso inicial en 19%. Por lo tanto el signo del choque de gasto primario está en línea con lo que predicen fundamentalmente las corrientes keynesianas.

Por otro lado, un choque exógeno en los impuestos netos acumula un efecto positivo sobre el PIB de 4%. Este resultado si bien no tiene el signo que predicen las corrientes mencionadas, debe manejarse con cautela dado que esta variable no incluye únicamente a los impuestos, también se netean en la misma las transferencias y las prestaciones sociales, como se recordará esto fue realizado para que la variable gasto reflejara el gasto más discrecional. Además, la contribución de dicho choque estructural

<sup>46</sup> La estimación de este parámetro fue especificada en el cuadro 5.

a la varianza del producto es solo de 1%. De todas formas este resultado podría reflejar que por ejemplo ante una situación deficitaria del sector fiscal, con restricciones de financiamiento, un aumento de ingresos puede mejorar las expectativas del sector privado y provocar un efecto positivo en el PIB.

Por otra parte, el análisis de las respuestas de los ingresos netos y del gasto primario ante choques en el producto y el análisis de la descomposición de la varianza indican la importancia de las fluctuaciones del producto sobre las variables fiscales, reflejando en los gastos primarios su prociclicidad.

Las respuestas encontradas de las fluctuaciones del producto ante choques fiscales está en línea en términos generales con lo encontrado siguiendo la metodología VAR para Chile (Restrepo y Rincón, 2006), para Argentina (Rezk *et al.*, 2006), para Francia (Bruneau y de Brant, 1999) y para Japón (Bayoumi, 1999). A su vez Blanchard y Perotti (1999) al truncar su muestra y trabajar con datos a partir de 1980 se percataron de una disminución de la efectividad de la política fiscal en EE.UU. También se encuentra para dichos países que los choques de impuestos tienen en general efectos más dispersos y menos relevantes que los choques de gasto a lo largo del tiempo.<sup>47</sup>

El efecto de un choque en el gasto primario sobre el producto encontrado para Uruguay es muy similar al encontrado en Chile por Restrepo y Rincón. Sin embargo, la respuesta del gasto primario a choques de producto nos aleja de este país donde dichos choques no resultan en mayores gastos. Acercándonos más a lo encontrado para Colombia y Argentina, aunque en este último país la respuesta no es estadísticamente significativa.

En los trabajos mencionados también se observa la corta persistencia de los choques fiscales (entre 2 y 5 trimestres en el caso que el impacto es significativo). Lo cual coincide con lo puntualizado por algunos especialistas sobre el pobre desempeño de un VAR luego de un año, por lo cual debe tenerse precaución con las conclusiones tomadas para el mediano y largo plazo.

Además, dicha metodología econométrica asegura respuestas simétricas ante un choque de signo opuesto. Sin embargo, es dudoso que la economía real ofrezca respuestas simétricas sobre todo en distintas etapas del ciclo, por lo cual la reacción ante una expansión fiscal puede ser de magnitud muy diferente ante una retracción, dependiendo de un complejo número de variables donde la situación fiscal inicial es de suma importancia.

En relación con la evidencia encontrada para Uruguay como

<sup>47</sup> El detalle de estos trabajos se encuentra en Tiscordio (2008).

se ha mencionado, no se puede comparar con un trabajo de características similares dado que a la fecha de finalizado este trabajo, no se encuentra una aplicación de esta metodología. Sin embargo, se puede citar el trabajo de Aboal, Lorenzo y Noya (2003), si bien el mismo busca aportar evidencia cuantitativa sobre la capacidad de las políticas macroeconómicas para actuar sobre el comportamiento de la inflación, estiman un modelo macroeconómico simplificado para Uruguay para el período entre el primer trimestre de 1991 y el último del 2000. El modelo consiste en una ecuación de oferta agregada (una curva de Phillips) y una curva de demanda para una economía pequeña en la cual se incluyen entre otros factores explicativos la variación (del logaritmo natural) de la proporción del gasto discrecional del gobierno en el PIB, definido como la suma de los gastos no personales más inversiones. Mediante la estimación de dicho modelo los autores encuentran (entre otros resultados) que la política fiscal discrecional no tiene efectos sobre la demanda. Si bien este trabajo no puede analizar exactamente la política fiscal discrecional por la propia metodología empleada, esta conclusión estaría en concordancia con la poca relevancia encontrada en los choques fiscales.

Asimismo, en el trabajo monográfico de Varela y Vera (2002) para analizar los mecanismos de transmisión de la política monetaria y cambiaria en el período de 1979.I al 2001.II también se especifica una curva de oferta, curva de Phillips y una de demanda, curva IS, y en esta última no se incluye la variación del gasto público como variable explicativa de la misma, por lo cual se puede inferir que dicha variable no resultó significativa en la explicación de la misma, coincidiendo con lo encontrado por el trabajo antes mencionado.

## VII. CONCLUSIONES

Este trabajo tuvo como objetivo brindar una aproximación al estudio de la efectividad de la política fiscal, mediante el análisis de las diferentes corrientes teóricas sobre el tema y la investigación acerca de como abordarlo de manera empírica, dado que a la fecha de finalizada esta investigación no se encontró un antecedente empírico en Uruguay como el sugerido en este trabajo.

Las diferentes teorías presentadas, al adoptar distintos supuestos sobre el comportamiento de la economía, llegan también a resultados diferentes sobre la efectividad de la política fiscal. A modo de resumen de las teorías expuestas en el trabajo

se desprende que: el efecto positivo en el producto de una política fiscal expansiva será mayor cuando: exista capacidad ociosa; la economía sea cerrada o también sea abierta con un régimen de tipo de cambio fijo; los hogares tengan horizontes de planificación limitados o posean restricciones de liquidez; el aumento del gasto público no modifique demasiado al gasto privado de manera que lo reemplace; mejore la productividad de la mano de obra y el capital; y la reducción de impuestos pueda incrementar la inversión. Para lograr la efectividad de la política fiscal también importa que la deuda pública no sea elevada y el gobierno no presente problemas de sostenibilidad.

El análisis empírico seleccionado para aproximarnos al tema consistió en estimar modelos de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), empleando las variables: ingresos netos y gasto primario (de Gobierno Central y BPS) y el producto de Uruguay, para el período que abarca desde el primer trimestre de 1989 al segundo del 2007. Lo cual permitió caracterizar los efectos dinámicos de los choques fiscales en la actividad económica.

Las principales conclusiones del trabajo empírico fueron las siguientes: los choques fiscales tienen una vida muy corta y solo explican el 5% de la varianza del producto en el caso de un choque estructural en el gasto primario, y un 1% para un choque estructural en los impuestos netos. El choque de gasto primario tiene el signo que predice la teoría keynesiana, provocando un efecto positivo sobre el PIB, en tanto el choque de impuesto produce al impacto una respuesta negativa para luego revertirse en un efecto positivo sobre el producto.

Por otra parte los choques en el producto resultaron de importancia sobre las variables fiscales, destacando la respuesta positiva del gasto primario, lo cual evidenciaría por otra metodología, lo reseñado en distintos trabajos para Uruguay sobre la forma procíclica de los gastos de funcionamiento y de la inversión.

A pesar de que el análisis se realiza sobre la política fiscal exógena, hay autores que dan un paso más e interpretan la baja significancia de los choques fiscales para afectar el producto, como un indicio de que un proceso de consolidación fiscal no provocaría costos demasiados negativos sobre el PIB y puede ser importante, por ejemplo, para la sostenibilidad fiscal, para la estabilidad de precios y por lo tanto para afectar en forma positiva las expectativas de los agentes.

Asimismo si se considera que la parte no sistemática o no anticipada de la política fiscal es la que tiene más relevancia para



usar la política con fines de estabilización y para atemperar las fluctuaciones de corto plazo, se puede concluir que con la cobertura del sector público y el período analizado la misma no parece haber sido de relevancia en Uruguay para lograr dicho objetivo.

Se considera que este trabajo empírico, si bien desarrolla un modelo simple, contribuye al análisis de la política fiscal, dado que al centrarse en un enfoque dinámico que abarca conjuntamente a las variables fiscales y al producto, es preferible a uno estático. Sin embargo, no deben olvidarse las debilidades del presente análisis como son: la predefinición del número y la naturaleza de las perturbaciones supuestas que afectan la economía. También se destaca que el análisis de los choques fiscales se realiza en forma global no distinguiendo si se tratan de choques de gastos corrientes o de inversión. Por lo tanto, como todo trabajo empírico puede ser enriquecido de diversas maneras. La incorporación de variables como la inflación y alguna que refleje choques monetarios, la tasa de interés, los intereses y la dinámica de la deuda, siguiendo una metodología de SVAR, constituye un tema en la agenda. Además la incorporación de una muestra y cobertura más amplia, así como el análisis de los mecanismos de transmisión de la política fiscal también enriquecerían el análisis y por tanto el conocimiento que se pueda tener sobre las interrelaciones de las variables fiscales con otras variables macroeconómicas relevantes de Uruguay.

## *Anexo*

### **Anexo empírico**

#### **Descripción de las variables utilizadas**

Las *variables fiscales* se definen como:

Impuestos netos = ingresos – transferencias

Ingresos = ingresos tributarios + ingresos no tributarios (de Gobierno Central (GC) + Banco de Previsión Social (BPS))

Ingresos tributarios = impuestos directos + impuestos indirectos + impuestos de la seguridad social

Ingresos no tributarios = todo el resto de los ingresos

Transferencias = transferencias de la seguridad social hacia los hogares (prestaciones del BPS activas y pasivas) + otras transferencias netas

Gasto = consumo corriente del gobierno + inversión. No incluye intereses de deuda (gasto primario).

Consumo corriente del gobierno = remuneraciones + gasto en bienes y servicios (de GC + BPS)

Se realizaron desagregaciones alternativas de ingresos netos y gasto primario, se trabajó con la desagregación de ingresos netos como los definidos pero sin sustraer las prestaciones del BPS e incluyendo las mismas en el gasto primario definido anteriormente.

Fuente: Tesorería General de la Nación (TGN), Contaduría General de la Nación (CGN), Dirección General Impositiva (DGI) y Banco de Previsión Social (BPS).

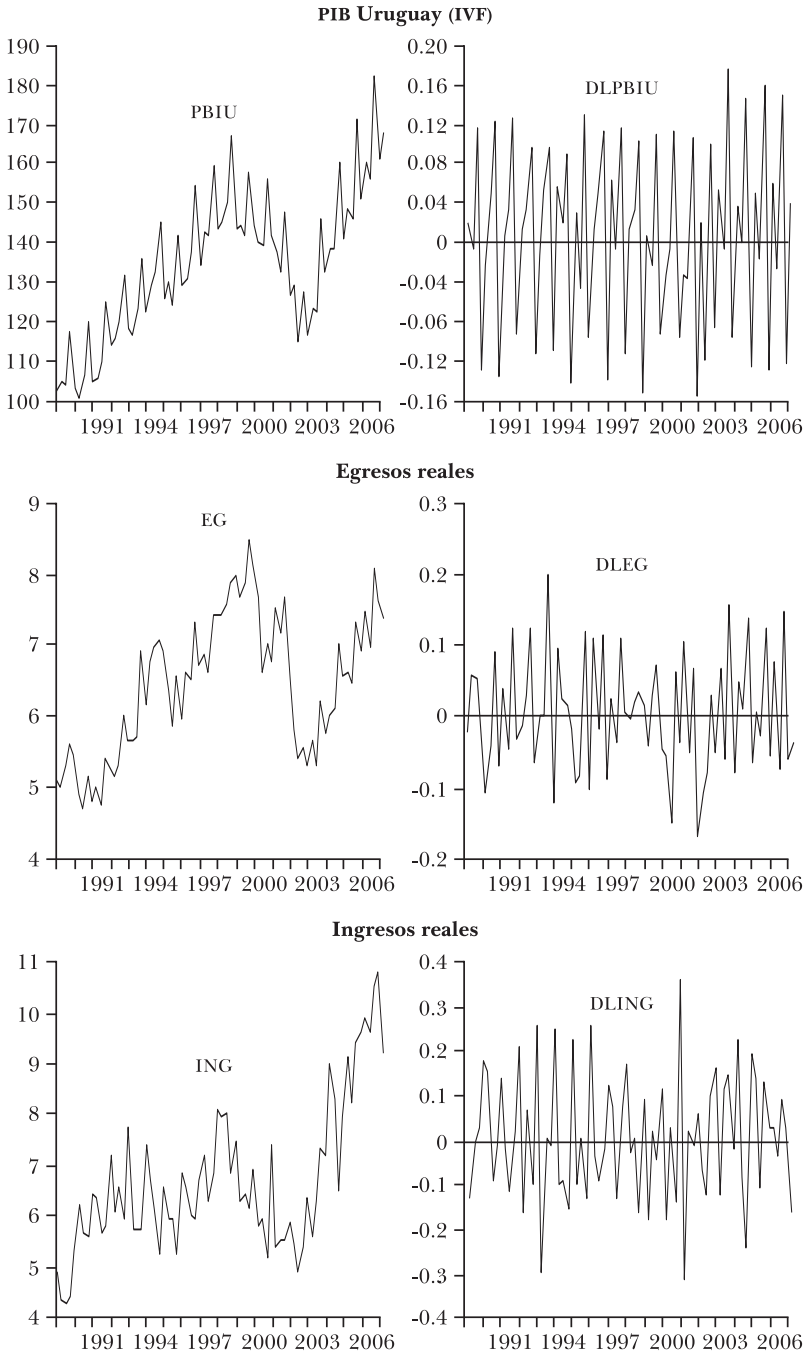
IVF del producto interno bruto del Uruguay. Fuente: Banco Central del Uruguay (BCU).

IVF del producto interno bruto de Argentina. Fuente: Dirección Nacional de Cuentas Nacionales de la República Argentina.

Deflactor del PIB. Fuente: serie proporcionada por el Área de Investigaciones Económicas del BCU.

Tipo de cambio real. Comparación entre los precios en dólares del grupo: Alemania, Francia, Italia, Japón, Estados Unidos, Países Bajos, Reino Unido, Argentina y Brasil; y los precios en dólares de Uruguay. Fuente: BCU.

**GRÁFICA A.I. CARACTERIZACIÓN DE LAS PRINCIPALES VARIABLES EMPLEADAS, 1990-2006**



## Salida correspondiente a nota 42 del documento

**CUADRO A. 1. COEFICIENTES ENCONTRADOS EN DIVERSOS PAÍSES**

	EEUU <sup>a</sup>		Chile <sup>b</sup>		Colombia <sup>b</sup>		España <sup>c</sup>	
	Coef.	Est. - t	Coef.	Est. - t	Coef.	Est. - t	Coef.	Est. - t
$a_{13}$	2.080	---	3.030	1.960	1.870	0.700	0.620	
$a_{31}$	-0.876	-3.255	-0.034	-1.870	0.002	0.520	-0.008	-0.690
$a_{32}$	0.985	2.378	0.165	3.880	0.025	1.650	0.103	3.070
$b_{12}^d$	-0.057	-1.410	e	---	e	---	e	---
$b_{21}^f$	-0.238	-1.410	g		g		g	1.83

<sup>a</sup> Blanchard y Perotti (1999). <sup>b</sup> Restrepo y Rincón (2006). <sup>c</sup> De Castro Fernández y Hernández de Cos (2006). <sup>d</sup> Se supone  $b_{21}=0$ . <sup>e</sup> y <sup>g</sup> no presentan la estimación. <sup>f</sup> Se supone  $b_{12}=0$ .

## Salida correspondiente a nota 43 del documento: prueba de estacionariedad del VAR

**CUADRO A. 2**

Raíces del polinomio característico

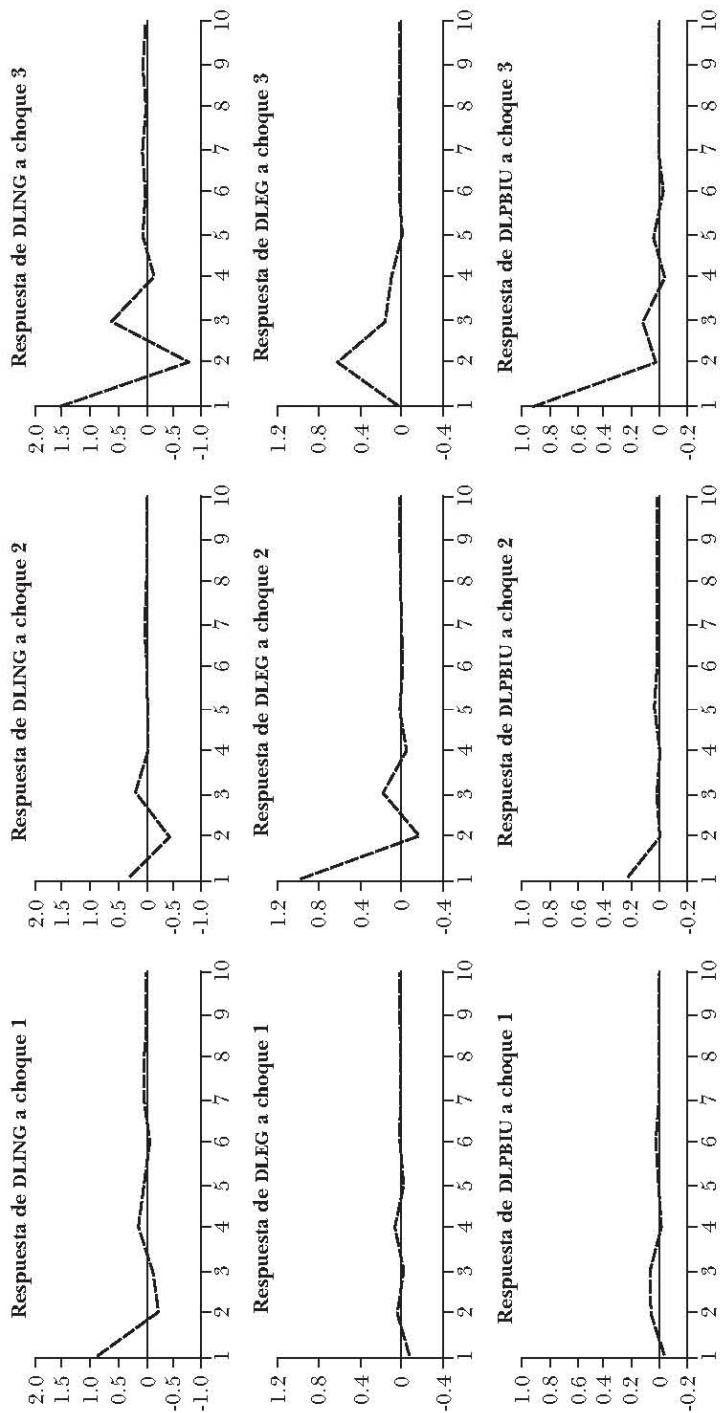
Variables endógenas: DLING DLEG DLPBIU

Variables exógenas: C D(FE>=2002.02) D(FE>=2000.03) D(FE>=2002.03)  
D(FE>=2004.02) D(PAS) D(@SEAS(1)) D(@SEAS(2)) D(@SEAS(3))

Rezagos: 1 2

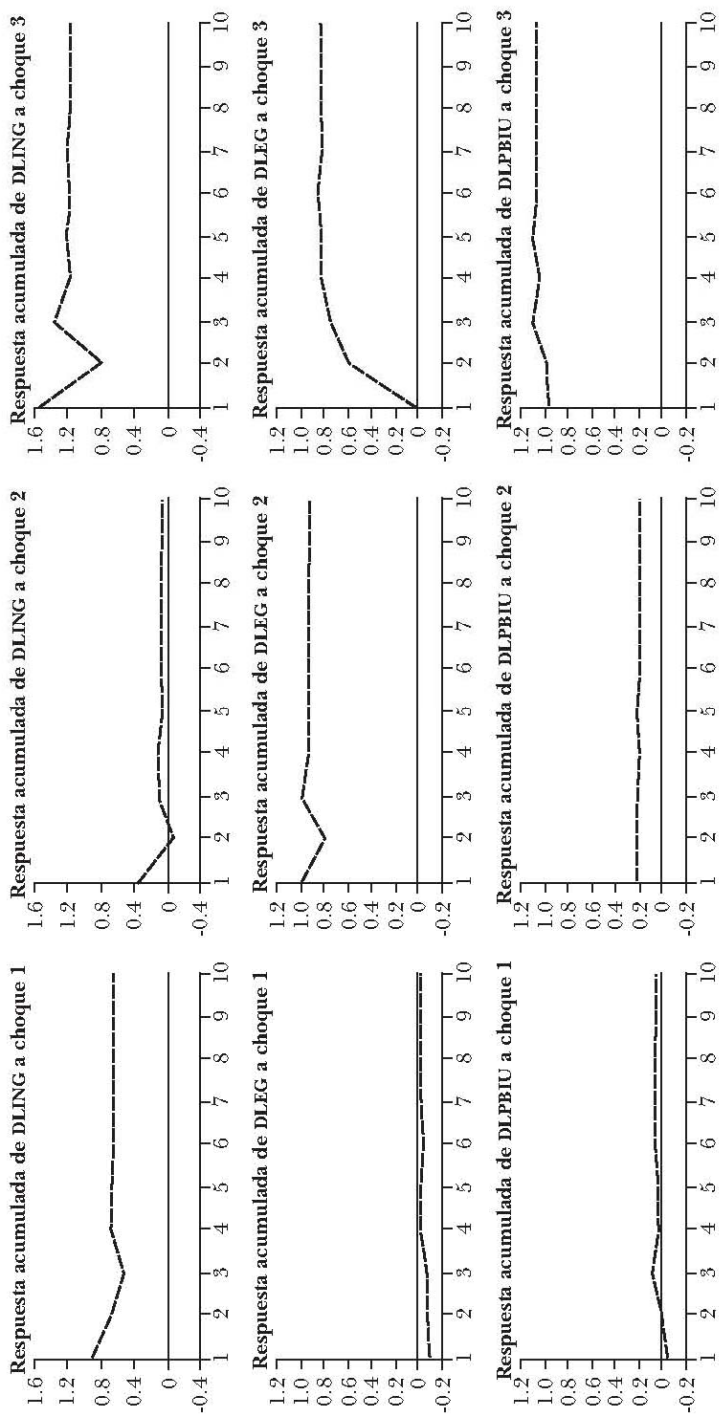
Raíz	Módulo
-0.165088 - 0.560569i	0.584373
-0.165088 + 0.560569i	0.584373
-0.523380	0.523380
-0.457362	0.457362
0.288663 - 0.162212i	0.331118
0.288663 + 0.162212i	0.331118
No hay raíces fuera del círculo unitario	
VAR satisface la condición de estabilidad	

GRÁFICA A. II. IMPULSO RESPUESTA DEL SVAR



NOTA: choque 1 =  $\varepsilon^t$ , choque 2 =  $\varepsilon^e$ , choque 3 =  $\varepsilon^y$ .

## GRÁFICA A. III. RESPUESTA ACUMULADA



NOTA: choque 1 =  $\varepsilon^t$ , choque 2 =  $\varepsilon^c$ , choque 3 =  $\varepsilon^y$ .

## REFERENCIAS

- Aboal, D., F. Lorenzo y N. Noya (2003), “La inflación como objetivo en Uruguay: consideraciones sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria y cambiaria”, *Revista de Economía* (Banco Central del Uruguay), segunda época, vol. X, nº 1.
- Barro, R. (1974), “Are Government Bonds Net Wealth?”, *Journal of Political Economy*, vol. 82, nº 6.
- Barro, R. (1979), “On the Determination of Public Debt”, *Journal of Political Economy*, vol. 87, nº 5.
- Barro, R. (1984), *Macroeconomía*, Alianza Universidad Textos.
- Baxter, M., y G. King (1993), “Fiscal Policy in General Equilibrium”, *American Economic Review*, vol. 83, nº 3.
- Bayoumi, T. (1999), “The morning after: Explaining the slowdown in Japanese growth in the 1990s”, NBER (Working Paper, nº 7350).
- Bertola, G., y A. Drazen (1993), “Trigger points y budgets cuts: Explaining the effects of fiscal austerity”, *American Economic Review*, vol. 83, nº 1.
- Blanchard, O., y R. Perotti (1999), “An Empirical Characterization of the dynamic effects of changes in government spending y taxes on output”, NBER (Working Paper, nº 7269).
- Bohn, H. (1998), “The behavior of U.S. public debt and deficits”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, nº 3.
- Borchardt, M., I. Rial y A. Sarmiento (2000), “La evolución de la política fiscal en Uruguay”, en E. Talvi y C. Végh (eds.), *¿Cómo armar el rompecabezas fiscal?*, BID, Washington, pp. 285-336.
- Bruneau, C., y O. De Bandt (1998), *La modélisation VAR structurel: application à la politique monétaire en France*, Banque de France (Notes d'études et de recherche, nº 52).
- Bucacos, E. (2007), *Tipo de cambio real en Uruguay: un enfoque de estacionalidad estocástica*, XXII Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.
- Burnside, C., M. Eichenbaum y J. Fisher (2004), “Fiscal Chokes and Their Consequences”, *Journal of Economic Theory*, vol. 115.
- Canzoneri, M., R. Cumby y B. Diba (2002), *Should the European Central Bank and the Federal Reserve be Concerned about Fiscal Policy*, Paper prepared for the FRBKC's Jackson Hole Symposium on Rethinking Stabilization Policy, agosto.
- Castro Fernández, F. de, y P. Hernández de Cos (2006), *The economic Effects of Exogenous fiscal Chokes in Spain. A SVAR*

- approach*, European Central Bank (Working Paper, nº 647).
- Cerda, R., H. González y L. Lagos (2003), *¿Es efectiva la política fiscal? Evidencia para una economía emergente*, Pontificia Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía (Documento de Trabajo, nº 249).
- Cerda, R., H. González y L. Lagos (2006), “Is fiscal policy effective? Evidence for an emerging economy: Chile 1833-2000”, *Applied Economics Letters*, vol. 13, nº 9.
- Devereux, M., A. Head y B. Lapham (1996), “Monopolistic Competition, Increasing Returns, and the Effects of Government Spending”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 28, nº 2.
- Edelberg, W., M. Eichenbaum y J. Fisher (1998), *Understanding the Effects of a Choque to Government Purchases*, NBER (Working Paper, nº 6737).
- Espasa, A., y J. Cancelo (1993), *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*, Ed. Alianza, Madrid.
- Fatás, A., e I. Mihov (2000), *The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence*, INSEAD (Working Paper, nº 78).
- Favero, C., y F. Giavazzi (2007), *Debt and the Effects of Fiscal Policy*, NBER (Working Paper, nº 12822).
- Feldstein, M. (1982), “Government Deficits and aggregate Demand”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 9.
- Gagliardi, E. (2003), *Macroeconomía de economías pequeñas y abiertas*, tomos I y II, Universidad ORT, Montevideo.
- Ganón, E., e I. Tiscordio (2007), *Un análisis de variables fiscales del Gobierno Central del Uruguay para el período 1989-2006*, XXII Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.
- Giavazzi, F., y M. Pagano (1990), *Can severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries*, NBER (Working Paper, nº 3372).
- Giavazzi, F., y M. Pagano (1995), *Non – Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience*, NBER (Working Paper, nº 5332).
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hamilton, J., y M. Flavin (1986), “On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing”, *American Economic Review*, vol. 76.
- Hemming, R., M. Kell y S. Mahfouz (2002), *The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity: a Review of the Literature*, IMF (Working paper, nº 02/208).



- Hicks, J. (1937), "Mr. Keynes and the "Classics": A Suggested Interpretation", *Econometrica*, vol. 5, nº 2.
- Hubbard, G., K. Judd, R. Hall y L. Summers (1986), "Liquidity constraints, fiscal policy and consumption", *Brookings Papers on Economy Activity*, vol. 1986, nº 1.
- Hubrich, K., H. Lütkepohl y P. Saikkonen (2001), "A Review of systems cointegration tests", *Econometric Reviews*, vol. 20.
- Krugman, P., y M. Obstfeld (1996), *Economía internacional, teoría y política*, McGraw-Hill.
- Kuttner, K., y A. Posen (2002), *Passive savers and fiscal policy effectiveness in Japan*, documento presentado en la conferencia de CEPR-CIRJE-NBER, "Issues in Fiscal Adjustment", Tokio, diciembre.
- Larraín, F., y J. Sachs (1994), *Macroeconomía en la Economía Global*, Prentice Hall Hispanoamericana.
- Licandro, G., y L. Vicente (2007), "Incentivos fiscales e inconsistencia temporal. Uruguay 1970-2005", *Revista de Economía* (Banco Central del Uruguay), segunda época, vol. XIV, nº 1.
- Linnemann, L., y A. Schabert (2003), "Fiscal Policy in the New Neoclassical Synthesis", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 35, nº 6.
- Lorenzo, F., B. Lanzilotta e I. Sueiro (2003), *Métodos cuantitativos para el análisis y predicción de la actividad industrial uruguaya*, XVIII Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.
- Lütkepohl, H., y M. Krätzig (2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press.
- Mankiw, G. (1985), "Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, nº 2.
- Mankiw, G. (2000), "The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy", *American Economic Review*, vol. 90, nº 2.
- Marcellino, M. (2002), *Some Stylized Facts on Non-Systematic Fiscal Policy in the Euro Area*, CEPR (Working Paper, nº 3635).
- Mountford, A., y H. Uhlig (2002), *What are the effects of fiscal policy choques?*, CEPR (Working Paper, nº 3338).
- Neri, S. (2001), "Assessing the effects of monetary and fiscal policy", Banca d'Italia (Discussion Papers, nº 425).
- Novales, A. (1993), *Econometría*, segunda edición, Ed. Mc Graw Hill.
- Oddone, G., e I. Cal (2006), *Instituciones y Políticas en el declive económico de Uruguay durante el siglo XX*, CINVE.
- Perera, M. (2007), *Una aproximación a la identificación y propagación*

- de los choques en una economía pequeña y abierta: el caso uruguayo*, FEDEA (DT, 2007-04).
- Perotti, R. (1999), "Fiscal Policy in Good Times and Bad", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, n° 4.
- Perotti, R. (2002), *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*, European Central Bank (Working Paper, n° 168).
- Perotti, R. (2007), *In Search of the Transmission Mechanism of Fiscal Policy*, NBER (Working Paper, n° 13143).
- Ramey, V., y M. Shapiro (1997), *Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending*, NBER (Working Paper, n° 6283).
- Restrepo, J., y H. Rincón (2006), *Identifying fiscal policy choques in Chile and Colombia*, Central Bank of Chile (Working Papers, n° 370).
- Rezk, E., M. Avramovich y M. Basso (2006), *Dynamic effects of fiscal choques upon diverse macroeconomic variables: a structural VAR analysis for Argentina*, XVIII Seminario Regional de Política Fiscal, CEPAL.
- Romer, C., y D. Romer (1989), *Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz*, NBER (Working Paper, n° 2966).
- Rotemberg, J., y M. Woodford (1992), "Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity", *Journal of Political Economy*, vol. 100, n° 6.
- Saikkonen, P., y H. Lütkepohl (2002), "Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time", *Econometric Theory*, vol. 18, pp. 313-48.
- Sims, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol. 48, n° 1.
- Stock, H., y W. Watson (2001), "Vector Autoregressions", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n° 4.
- Sutherland, A. (1997), "Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy?", *Journal of Public Economics*, vol. 65.
- Taylor, J. (1979), "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *American Economic Review*, vol. 69, n° 2.
- Tiscordio, I. (2008), *Efectos de la política fiscal en Uruguay: un análisis a través de choques fiscales*, trabajo monográfico, maestría en Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, UDELAR.
- Varela, G., y C. Vera (2002), "Mecanismos de transmisión de la Política Monetaria-Cambiaría a Precios", trabajo monográfico, licenciatura en Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, UDELAR.

*Alberto Humala*  
*Gabriel Rodríguez*

# Intervención en el mercado cambiario y volatilidad del tipo de cambio en el Perú

## I. INTRODUCCIÓN

La experiencia con tipos de cambio flexibles en el Perú ha sido acompañada por frecuentes intervenciones oficiales mediante la compra o venta de moneda extranjera. La Autoridad Monetaria busca reducir la volatilidad excesiva del tipo de cambio a través de su intervención directa. Adicionalmente, acumula reservas internacionales para fortalecer la posición financiera del país. En años recientes, sin embargo, estas intervenciones se han concentrado en compras de dólares estadounidenses (USD), lo que señala un aparente sesgo en la dirección de apuntalar un nivel dado del tipo de cambio (no necesariamente una paridad fija).

En la literatura sobre el tipo de cambio se ha analizado extensamente acerca del propósito de la intervención oficial, tanto esterilizada como sin esterilizar,<sup>1</sup> y se han presentado muchos

<sup>1</sup> La intervención esterilizada deja sin trastorno a los saldos cuantitativos en

*Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de A. Humala y G. Rodríguez, funcionarios del Banco Central de Reserva del Perú, presentado en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en el CEMLA, en la ciudad de México, los días 5, 6 y 7 de noviembre de 2008.*

argumentos a su favor y en su contra.<sup>2</sup> Uno de los argumentos a favor de la intervención es el criterio de ajuste. Con base en una función de ajuste de costos (ya sea implícita o explícita), la autoridad monetaria percibe que el ajuste de los valores del tipo de cambio de corto plazo hacia su senda de equilibrio de largo plazo sería costoso y potencialmente dañino para la economía doméstica, por lo tanto debería dejarse a las fuerzas del mercado. El banco central necesita intervenir en el mercado cambiario para suavizar el proceso de ajuste y así inducir lo que considera el ritmo óptimo de aproximación al equilibrio. Además, según una encuesta reciente, disponible en Neely (2006), las autoridades monetarias creen con firmeza que su intervención contribuye a reducir la volatilidad del mercado y, por tanto, a lograr eficientemente su meta de suavizar el proceso de ajuste.

La intervención oficial peruana cuenta con un argumento acerca de la reducción de volatilidad algo distinto. Una volatilidad excesiva en el mercado cambiario podría desencadenar efectos en los balances generales de un amplio espectro de empresas debido al alto nivel de dolarización financiera en la economía, con efectos sobre el equilibrio entre oferta y demanda agregadas que podría hacer que falle la meta de inflación.<sup>3</sup> Por lo tanto, lo que hace el banco es evitar las fluctuaciones bruscas del tipo de cambio en ambas direcciones (sin indicar explícitamente lo que considera una excesiva volatilidad).<sup>4</sup>

Este estudio evalúa si la evidencia empírica para el Perú es consistente con la reducción de la volatilidad excesiva del tipo de cambio mediante la intervención, o con alguna otra variable explicativa.<sup>5</sup> El estudio analiza la dinámica del tipo de cambio y evalúa empíricamente si la intervención responde solo a factores de volatilidad cambiaria (como pueden ser, las presiones de apreciación o de depreciación).

El documento presenta la siguiente estructura: la sección II describe el enfoque econométrico, que considera modelos univariados y multivariados sujetos a modelos de cambio de régimen

---

el mercado de dinero. La intervención no esterilizada afectaría la base monetaria interna.

<sup>2</sup> Ver Sarno y Taylor (2002) para un resumen general de dichos argumentos.

<sup>3</sup> Carranza *et al.* (2003) hallan evidencias en el sentido de que las decisiones de inversión de las empresas peruanas altamente dolarizadas se ven afectadas de manera negativa por una depreciación real de la moneda nacional.

<sup>4</sup> Para una discusión del miedo a flotar, véase Calvo y Reinhart (2000).

<sup>5</sup> Arena y Tuesta (1999) encuentran que la intervención oficial en el Perú es eficiente en reducir una volatilidad del tipo de cambio excesiva, y podría, en efecto, influir la magnitud del tipo de cambio nominal.

y de valor discreto. La siguiente sección presenta los hechos estilizados para la muestra en estudio e informa acerca de la evidencia empírica sobre las relaciones entre un conjunto de variables que representan las presiones sobre la moneda y el vínculo entre las compras netas del banco central y la volatilidad cambiaria. Dicha sección también ofrece un análisis sobre los determinantes de la intervención cambiaria. La sección IV presenta las conclusiones y establece una agenda de investigación.

## II. EL ENFOQUE ECONOMETRICO

Las intervenciones directas en el mercado de cambios (compra o venta) y las condiciones prácticas según las cuales son conducidas (frecuencia, monto, volatilidad, persistencia, etc.) deben ser consistentes con la búsqueda de una reducción de la incertidumbre cambiaria por parte del banco central. Aun cuando la autoridad monetaria no ofrezca una definición explícita de volatilidad excesiva, el análisis de la dinámica y la volatilidad cambiarias debería revelar toda relación factible de mercado entre la volatilidad cambiaria y la intervención del banco central. En primer término, entonces, se utilizan los modelos univariados para evaluar el comportamiento estocástico del tipo de cambio y los montos de las intervenciones. Dado que las presiones cambiarias pueden ocasionar modificaciones en el margen de tasa de interés (la diferencia entre la tasa de interés en moneda nacional y la tasa en moneda extranjera) y en la acumulación de reservas internacionales (medida como la posición internacional neta del banco central), ambas variables también se estudian de manera independiente. En vista de que la evidencia empírica sugiere una varianza alta en la dinámica de estas variables, su modelación considera la factibilidad de cambios de régimen en la representación estocástica autorregresiva.<sup>6</sup>

Luego se estiman modelos de vectores autorregresivos (metodología VAR) sujetos a conmutación de Markov (*Markov switching*, MS) con el propósito de evaluar las presiones cambiarias (depreciación o apreciación) provenientes de variaciones en el tipo de cambio, el margen de tasas de interés y las reservas

<sup>6</sup> La literatura empírica frecuentemente atribuye a los tipos de cambio un comportamiento estocástico de cambios de régimen. Para una discusión reciente de estas no linealidades del tipo de cambio, ver Sarno (2005).

internacionales.<sup>7</sup> Se emplea un enfoque MS-VAR similar para modelar de manera directa la relación entre las variaciones cambiarias y la intervención oficial. Finalmente, se usan distintos tipos de modelos de valores discretos para detectar los elementos que condicionan significativamente las intervenciones cambiarias, mediante la exploración de una gama amplia de variables explicativas factibles.

En la literatura empírica existen otros enfoques econométricos utilizados para evaluar las intervenciones cambiarias.<sup>8</sup> En particular, se emplean variantes de la modelación GARCH para explicar la volatilidad variable en el tiempo, en los mercados de cambios. Ver, por ejemplo, Beine, Bénassy-Quéré y Lecourt (1999) para un análisis sobre el impacto de la intervención cambiaria sobre la dinámica de corto plazo del marco alemán y el yen japonés frente al dólar estadounidense (con un modelo FIGARCH); Hillebrand y Schnabl (2003) para Japón (con un enfoque GARCH); y aplicaciones más recientes de Kamil (2008) para el caso de Colombia (un modelo de variable instrumental en dos etapas que permite efectos GARCH en la varianza condicional)<sup>9</sup> y Hoshikawa (2008) nuevamente para Japón. Como alternativa, existen momentos de la distribución condicionantes para los cambios de régimen, por ejemplo en aplicaciones por parte de Aloy, Girardin y Protopopescu (2001), Beine, Laurent y Lecourt (2003) y Taylor (2004).<sup>10</sup> Adicionalmente, se pueden encontrar intentos de introducir volatilidad variable dentro de cada régimen en Brunetti, Mariano, Scotti y Tan (2003) y Haas, Mittnik y Paolella (2004), mediante la aplicación de modelos GARCH de conmutación de Markov para explicar, respectivamente, las crisis monetarias y la dinámica del tipo de cambio.

<sup>7</sup> Aquí se considera la posición internacional neta del banco central como variable proxy de las variaciones en las reservas. Alternativamente, se podría utilizar en forma directa los datos disponibles sobre las intervenciones.

<sup>8</sup> En este trabajo no se utiliza el estudio de eventos, ya que la frecuencia con que se dan las intervenciones en el Perú hace difícil aislar los efectos de un día o episodio particular de intervención. Véase, por ejemplo, Fatum y Hutchison (2003) para una aplicación sobre los datos de las operaciones diarias de intervención oficiales en los EE.UU.

<sup>9</sup> Aquí se presenta un caso de estudio similar al caso del Perú. Las presiones de apreciación sobre la moneda nacional provenientes del comportamiento macroeconómico y las tendencias internacionales recientes han impulsado al banco central a intervenir sustancialmente en el mercado cambiario, poniendo en riesgo la consistencia con el régimen de metas de inflación vigente.

<sup>10</sup> Como alternativa, la modelación de cambio de régimen a través de un modelo de transición suave autorregresiva y variable en el tiempo (TV-STAR) se puede ver en Sollis (2008).

## 1. Modelos univariados

Existen varios modelos autorregresivos de  $M$  regímenes que evalúan independientemente los procesos generadores de datos de las variaciones en el tipo de cambio, las compras netas, los cambios en la posición internacional neta del banco central y las variaciones en el margen de tasas de interés. La representación autorregresiva general adopta la siguiente forma:

$$y_t = \alpha(s_t) + \sum_{j=1}^p \beta_j(s_t) y_{t-j} + e_t,$$

donde  $y_t$  es la variable en estudio,  $s_t \in \{1, \dots, M\}$  es una variable de estado no observable de valor discreto y  $e_t \sim NID(0, \sigma(s_t))$  es el término de error. Se supone que  $s_t$  sigue por una cadena de Markov que varía entre  $M$  regímenes y se define por las probabilidades de transición  $p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j / s_t = i)$  y  $\sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\}$ . De acuerdo con Krolzig (1997), la especificación de este modelo se denota como  $MS(M) - AR(p)$ .<sup>11</sup> Tal enfoque debería permitir la captura de los desplazamientos en el promedio, la varianza y la persistencia.

## 2. Modelos multivariados

Considerando que las no linealidades factibles en cada variable relevante puedan inducir a comportamientos de cambio de régimen en las relaciones entre dichas variables, se especifica el siguiente VAR sujeta a cambios de régimen:

$$y_t = v(s_t) + \sum_{j=1}^p A_j(s_t) y_{t-j} + \mu_t$$

donde  $y_t$  representa, alternativamente, dos conjuntos de variables endógenas. Un conjunto está conformado por el tipo de cambio, la posición neta del banco central y el margen de tasas de interés (todas en términos de variaciones) con el propósito de señalar presiones sobre la moneda nacional.<sup>12</sup> El segundo

<sup>11</sup> Sus aplicaciones recientes también incluyen la posibilidad de heteroescedasticidad condicional (MS-GARCH) y variables exógenas (MS-ARX).

<sup>12</sup> Ver Martínez (2002) para un VAR con conmutación de Markov similar, con la adición de cambios de régimen determinados endógenamente (median-tes probabilidades de transición variables en el tiempo). Más recientemente Arias y Erlandsson (2005) presentan una variante de esta modelación para un

conjunto de variables incluye variaciones en el tipo de cambio y los montos de intervención, y busca modelar de manera directa la relación entre la volatilidad cambiaria y la intervención oficial. Una vez más,  $s_t$  es una variable de estado no observable de valor discreto con regímenes múltiples y  $\mu_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ . Todos los parámetros del modelo en las matrices  $v$  y  $A$  y la matriz de varianzas y covarianzas son dependientes del régimen. Esta es una generalización de la representación VAR estándar y se denota como MS(M)-VAR( $p$ ).<sup>13</sup>

### 3. Modelos de valores discretos

Si la intervención oficial responde a presiones de depreciación (apreciación) que se manifiestan como una mayor volatilidad cambiaria o un ensanchamiento de los márgenes de las tasas de interés, entonces la representación de dicha intervención mediante modelos de valor discreto puede mostrar si dichos factores constituyen variables explicativas estadísticamente significativas. Así, las variables del lado izquierdo adoptan valores discretos según los distintos tipos de intervención. La especificación general de este tipo de modelo es:

$$y_t = f(Z_t) + \mu_t,$$

donde  $y_t$  es la variable que mide la intervención. Ha sido definido alternativamente como compras netas, compras y ventas de moneda extranjera por parte del banco central doméstico.  $Z_t$  reúne todas las variables explicativas factibles: rezagos de intervención (para capturar cualquier efecto de persistencia); desviación del tipo de cambio en relación con su tendencia; varianza del tipo de cambio (como medida de volatilidad); reservas internacionales (una vez más, medidas como la posición neta del banco central); y margen de las tasas de interés (tanto en niveles como variaciones).<sup>14</sup> Se consideraron tres tipos de modelos para valores discretos: Probit, Count y Tobit.

En el modelo Probit, se define la variable endógena según la ocurrencia de intervención, como en:

---

sistema de alerta temprana de crisis financieras que incluye un conjunto similar de variables.

<sup>13</sup> Esta representación podría extenderse para incorporar variables endógenas y probabilidades de transición variables en el tiempo.

<sup>14</sup> La tendencia del tipo de cambio se estima mediante varias metodologías alternativas. En particular, el filtro Hodrick-Prescott se presenta como la más adecuada.



$$y_t = \begin{cases} 0 & \text{no intervención} \\ 1 & \text{intervención} \end{cases}$$

En el modelo Count, se define la variable  $y_t$  como el número de veces (#) por semana que las autoridades intervienen en el mercado cambiario:

$$y_t = \begin{cases} 0 & \text{no intervención} \\ \# & \text{número de intervenciones} \end{cases}$$

Por último, en el modelo Tobit, la variable explicada se define como el monto (M) de la intervención cambiaria:

$$y_t = \begin{cases} 0 & \text{no intervención} \\ M & \text{monto de la intervención} \end{cases}$$

### III. EVIDENCIA EMPÍRICA

Para el tipo de cambio (promedio entre el precio de compra y el precio de venta), la frecuencia de los datos se toma, a su vez, diaria, semanal y mensualmente. El tamaño de la muestra varía según la disponibilidad de los datos. El margen de tasas de interés se mide como la diferencia entre la tasa interbancaria en moneda nacional y la tasa interbancaria en moneda extranjera (ambos en porcentaje anual). La posición internacional neta del banco central es una variable de *stock* de fin de período cuyo nivel se representa en millones de USD y sus variaciones en términos porcentuales. La intervención se mide en millones de USD en compras netas, compras o ventas de moneda extranjera por parte del banco central doméstico.

#### 1. Hechos estilizados

En el período de la muestra que se extiende desde 1994 hasta el 2007 existen evidencias de dos regímenes claramente diferenciados en lo que concierne a las variaciones cambiarias: los períodos de alta volatilidad se alternan con períodos de estabilidad en el mercado. Los períodos de mayor volatilidad están asociadas principalmente con las crisis financieras de la década de los años noventa: México (agosto de 1994 a marzo de 1995), Sudeste Asiático, Brasil y Rusia (octubre de 1997 a mayo del 2000); también a ciertos períodos de turbulencias políticas y

financieras internas en años recientes (es decir, el período de incertidumbre de elecciones presidenciales de septiembre del 2005 a mayo del 2006).

A su vez la intervención del banco central parece estar sujeta a dos cambios de régimen vinculados con los niveles de intervención. En este caso, sin embargo, la secuencia de las transiciones de régimen se asemeja más a la de un quiebre estructural. El primer régimen básicamente cubre el período hasta noviembre del 2003, con intervenciones tanto de compra como de venta. Del 2004 hacia adelante, el segundo régimen presenta compras en una escala mucho mayor casi de manera exclusiva, tanto en la frecuencia como en los montos de intervención. Este segundo patrón de intervenciones podría insinuar que el banco central está defendiendo un nivel dado del tipo de cambio en lugar de suavizando su volatilidad. De manera alternativa, dicho patrón podría ser el resultado de un desplazamiento en el comportamiento del tipo de cambio induciendo intervenciones más profundas para contrarrestar las presiones de apreciación o de depreciación más fuertes, que serían consistentes con la meta de reducir una volatilidad excesiva.

El enfoque autorregresivo no lineal sugiere para la posición internacional neta del banco central un patrón de cambio de régimen similar al de la variación cambiaria (aunque con menos episodios de alta volatilidad en la década actual). La crisis del Sudeste Asiático, las turbulencias cambiarias a fines del año 2000 y las condiciones inestables a fines del 2006 y comienzos del 2007 están tomados en cuenta en el régimen de alta volatilidad.

Por último, en el caso del margen de tasas de interés, los resultados muestran un importante quiebre de régimen que coincide claramente con la adopción de un esquema monetario de metas de inflación en el 2002. Posterior a ello, la volatilidad del margen de tasas de interés se reduce sustancialmente.

## **2. Presiones cambiarias**

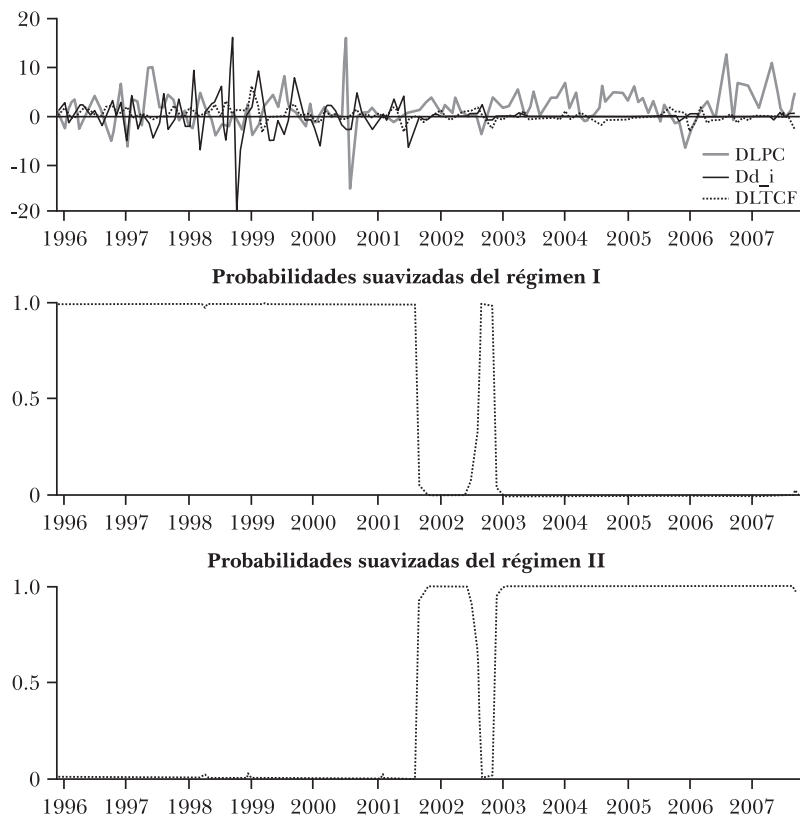
Para evaluar las presiones monetarias se estimó un modelo MS(2)-VAR(1) del tipo de cambio, la posición internacional neta del banco central y el margen de tasas de interés (todos medidos en variaciones) para el período muestral de 1997 al 2004.<sup>15</sup>

<sup>15</sup> Para ser más precisos, se estima un modelo MSIH(2)-VAR(1) donde I y H indican que el punto de intercepción y la varianza (heteroscedasticidad) están condicionados por el régimen.

Las relaciones entre estas variables parecen estar eclipsadas por el cambio de régimen en el margen de tasas de interés.<sup>16</sup> A pesar de la conveniente aplicación de un modelo de conmutación de Markov cuando el comportamiento estocástico de las variables sugiere patrones de cambio de régimen, el quiebre en el margen de tasas de interés (que acompañó la adopción de metas de inflación) resulta dominante en relación con todos los demás cambios de régimen en las relaciones entre estas variables. El aumentar el número de regímenes del VAR no soluciona el problema.

De tal modo que, para evaluar los cambios de régimen factibles en las presiones cambiarias, se debe estimar el modelo MS(2)-VAR(1) para un período de muestra más corto (1993-2003)

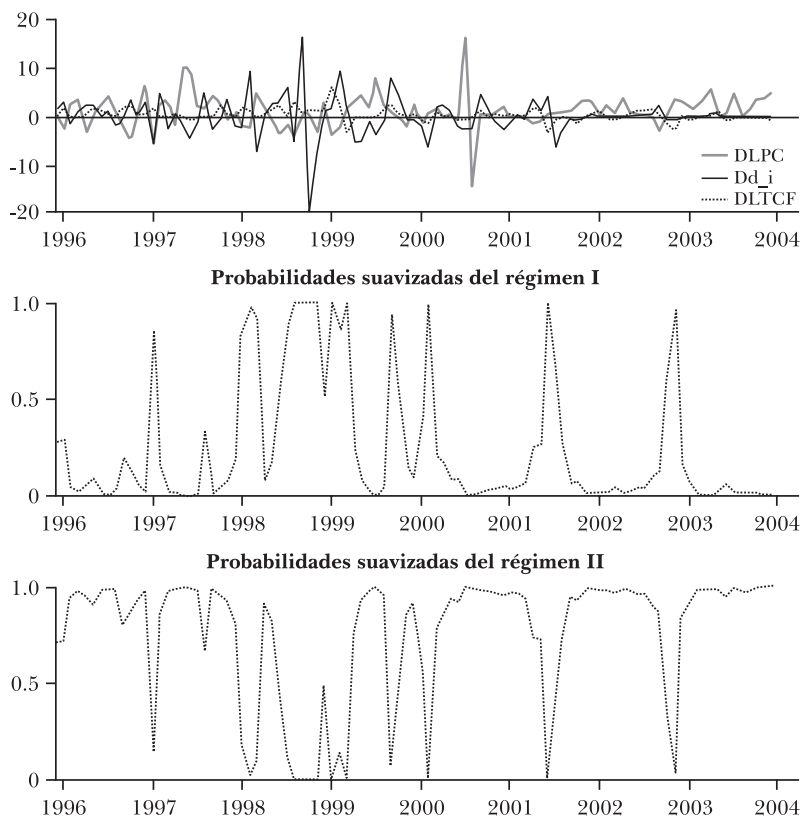
**GRÁFICA I.** TIPO DE CAMBIO, POSICIÓN DE CAMBIO Y DIFERENCIAL DE TASAS: MSIH(2)-VAR(1), 1995(12)-2007(9)



<sup>16</sup> Véase en gráfica I las probabilidades suavizadas para cada dato puntual.

que excluye el cambio en la política monetaria. En este caso resulta una clara secuencia de episodios alternantes volatilidad de presiones cambiarias baja y alta, exhibida por las variaciones cambiarias, la posición internacional neta del banco central o el margen de tasas de interés.<sup>17</sup> El período de mayor volatilidad se asocia principalmente con las crisis financieras internacionales y los episodios de incertidumbre financiera interna.

**GRÁFICA II.** TIPO DE CAMBIO, POSICIÓN DE CAMBIO Y DIFERENCIAL DE TASAS: MSIH(2)-VAR(1), 1995(12)-2003(12)



### 3. Intervención oficial y volatilidad cambiaria

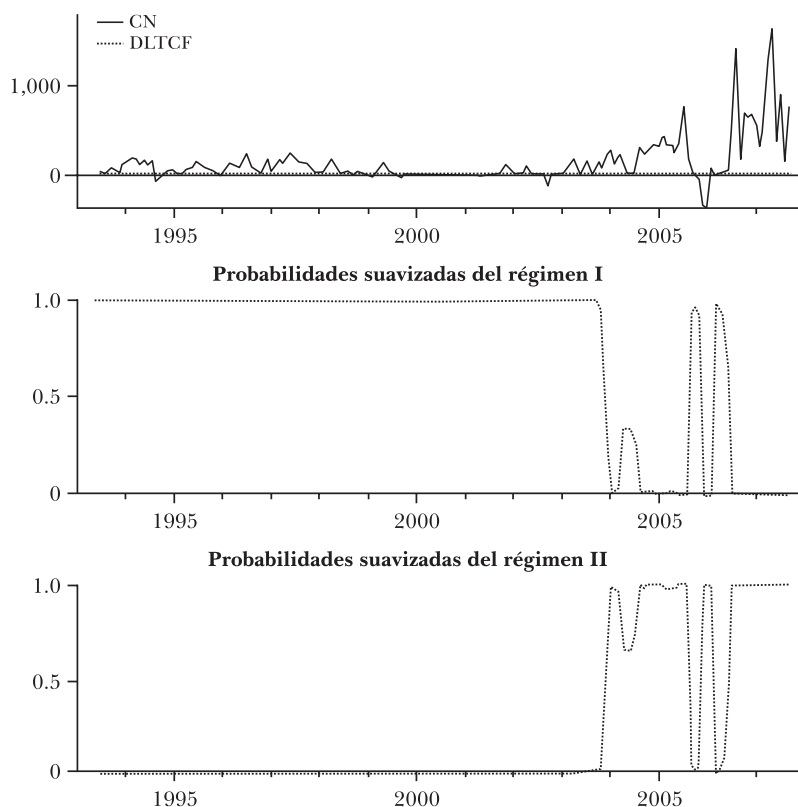
Si se considera la muestra completa, se identifican claramente dos regímenes en la relación entre compras netas y volatilidad del tipo de cambio (ver gráfica III). Como elemento crucial se destaca que el comportamiento de cambio de régimen de las

<sup>17</sup> Véase gráfica II con las probabilidades suavizadas según régimen.

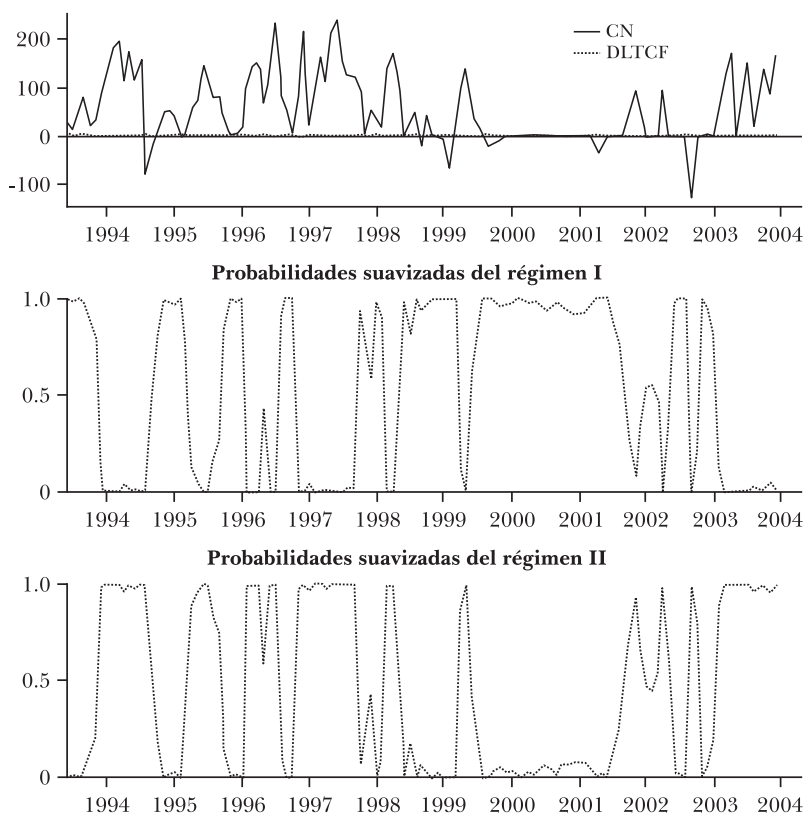
compras netas parece inducir no linealidad en la relación entre estas variables (no así en las variaciones en el tipo de cambio). La estimación de un modelo  $MS(2)$ - $VAR(1)$  produce en la ecuación de compras netas un promedio casi diez veces menor y una varianza en el error seis veces menor durante el régimen que llega hasta el 2003 en comparación con en el que rige del 2004 en adelante (con mayor volumen y frecuencia de intervenciones). Aun cuando la correlación contemporánea entre las variables es claramente negativa en ambos regímenes, se reduce de manera sustancial durante el régimen más volátil (contrario a las expectativas). La relación entre los rezagos de las compras netas y la volatilidad cambiaria también es negativa de manera sustancial.

Para evaluar esta relación antes del cambio importante observado en las compras netas desde el 2004 y hacia adelante, también se estima el modelo  $MS(2)$ - $VAR(1)$  para la muestra de 1994 al

**GRÁFICA III.** TIPO DE CAMBIO Y COMPRAS NETAS:  $MSI(2)$ - $VAR(1)$ , 1993(6)-2007(9)



**GRÁFICA IV. TIPO DE CAMBIO Y COMPRAS NETAS: MSIH(2)-VAR(1), 1993(6)-2003(12)**



2003. En este caso, también se confirma la correlación negativa contemporánea y de rezagos entre compras netas y volatilidad cambiaria, así como la presencia de cambios de régimen. De hecho, el patrón de cambio de régimen es similar al del tipo de cambio, aunque los regímenes se alternan con más frecuencia en este caso.<sup>18</sup> La compra neta promedio es ocho veces menor en el régimen de baja volatilidad (aunque con niveles sustancialmente menores cuando se considera la muestra en su totalidad) y la varianza es tres veces menor (también menor cuando se considera la estimación de muestra entera). Otra diferencia importante es que la correlación negativa contemporánea se fortalece en el régimen de alta volatilidad, quizá señalando una mayor eficiencia de la intervención con una incertidumbre mayor.

<sup>18</sup> La gráfica IV presenta las probabilidades suavizadas para cada dato puntual.

#### 4. Las determinantes de la intervención cambiaria

A través de los modelos de valor discreto se hallaron evidencias de que el margen de tasas de interés, la varianza de este margen, las desviaciones del tipo de cambio de su tendencia de largo plazo y la volatilidad cambiaria son todos determinantes estadísticamente significativos de la intervención oficial. La estimación fue realizada con la muestra entera y con ambas submuestras (1999-2001 y 2002-2007).

### IV. CONCLUSIONES

La evidencia empírica sugiere que la intervención oficial en el mercado cambiario del Perú es consistente con la meta de reducir la volatilidad excesiva en el tipo de cambio. Basado en esta evidencia, sin embargo, no se puede descartar algunos otros determinantes. En particular, la distancia del tipo de cambio de su tendencia (asociada al nivel del tipo de cambio) parecería motivar una mayor intervención oficial. Al mismo tiempo los cambios en el margen de tasas de interés parecen alentar dicha intervención (que crece con el margen). Sin embargo, la evidencia es mixta en relación con este margen, ya que esta variable no es estadísticamente significativa para la muestra entera, aunque sí lo es cuando se considera la muestra posterior al cambio en la política monetaria.

Estos resultados conforman una primera aproximación econométrica al análisis de la intervención oficial en el Perú. La agenda de investigación incluye el evaluar si la intervención es o no efectiva en reducir la excesiva volatilidad en el mercado cambiario, y si es o no consistente con el esquema de objetivos de inflación vigente.

### BIBLIOGRAFÍA

- Aloy, Marcel, Eric Girardin y Costin Protopopescu (2001), *Central bank intervention and exchange rate dynamics with a regime switching VAR*, primer borrador, septiembre; disponible en: [http://www.ceders.org/docman/task,doc\\_download/gid,37/mode,view/](http://www.ceders.org/docman/task,doc_download/gid,37/mode,view/).
- Arena, Marco, y Pedro Tuesta (1999), "El objetivo de la intervención del banco central: ¿el nivel del tipo de cambio, la reducción de la volatilidad cambiaria o ambos?: un análisis de

- la experiencia peruana 1991-1998”, *Revista de Estudios Económicos* (Banco Central de Reserva del Perú), nº 5, diciembre.
- Arias, Guillaume, y Ulf G. Erlandsson (2005), *Improving early warning systems with Markov switching model - an application to South-East Asian crises*, marzo; disponible en: ([http://www.cass.city.ac.uk/emg/seminars/Papers/Arias\\_Erlandsson.pdf](http://www.cass.city.ac.uk/emg/seminars/Papers/Arias_Erlandsson.pdf)).
- Beine, Michel, Agnès Bénassy-Quéré y Christelle Lecourt (1999), *The impact of foreign exchange intervention: new evidence from FI-GARCH estimations*, CEPII (Document de travail, nº 99-14).
- Beine, Michel, Sébastien Laurent y Christelle Lecourt (2003), “Official central bank interventions and exchange rate volatility: evidence from a regime switching analysis”, *European Economic Review*, vol. 47, pp. 891-911.
- Brunetti, Celso, Roberto S. Mariano, Chiara Scotti y Augustine H. H. Tan (2003), *Markov switching GARCH models of currency crises in Southeast Asia*, Penn Institute for Economic Research (PIER Working Paper, nº 03-008).
- Calvo, Guillermo A., y Carmen M. Reinhart (2000), *Fear of floating*, National Bureau of Economic Research, noviembre (Working Paper, nº 7993).
- Carranza, Luis J., Juan M. Cayo y José E. Galdón-Sánchez (2003), “Exchange rate volatility and economic performance in Peru: a firm level analysis”, *Emerging Markets Review*, vol. 4, pp. 472-96.
- Fatum, Rasmus, y Michael Hutchison (2003), “Is sterilized foreign exchange intervention effective after all? An event study approach”, *Economic Journal*, vol. 113, nº 487, pp. 390-411.
- Haas, Markus, Stefan Mittnik y Marc S. Paoletta (2004), “A new approach to Markov-switching GARCH models”, *Journal of Financial Econometrics*, vol. 2, nº 4, pp. 493-530.
- Hillebrand, Eric, y Gunther Schnabl (2003), *The effects of Japanese foreign exchange intervention: GARCH estimation and change point detection*, Japan Bank for International Cooperation, octubre (Discussion Paper, nº 6).
- Hoshikawa, Takeshi (2008), “The effect of intervention frequency on the foreign exchange market: the Japanese experience”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 27, nº 4, junio, pp. 547-59.
- Kamil, Herman (2008), *Is central bank intervention effective under inflation targeting regimes? The case of Colombia*, Fondo Monetario Internacional, abril (Working Paper, nº 08/08).
- Krolzig, Hans-Martin (1997), *Markov-switching vector autoregressions. Modelling, statistical inference, and application to business*



- cycle analysis*, Lecture notes in economics and mathematical systems, primavera.
- Martínez Peria, María Soledad (2002), "A regime-switching approach to the study of speculative attacks: a focus on EMS crises", *Empirical Economics*, vol. 27, pp 299-334.
- Neely, Christopher J. (2006), *Central bank authorities' beliefs about foreign exchange intervention*, Federal Reserve Bank of St. Louis, julio (Working Paper, nº 2006-045C).
- Sarno, Lucio (2005), *Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: where do we stand?*, Finance Group, Warwick Business School, University of Warwick, febrero.
- Sarno, Lucio, y Mark P. Taylor (2002), *The economics of exchange rates*, Cambridge University Press, Cambridge, Reino Unido.
- Sollis, Robert (2008), "U.S. Dollar real exchange rates: nonlinearity revisited", *Journal of International Money and Finance*, vol. 27, nº 4, junio, pp. 516-28.
- Taylor, Mark P. (2004), "Is official exchange rate intervention effective?", *Economica*, vol. 71, pp. 1-11.



***Mathias Drehmann***  
***Steffen Sorensen***  
***Marco Stringa***

# El impacto integrado del riesgo de crédito y de tasa de interés bancarios: una perspectiva de valor económico y suficiencia de capital

## I. INTRODUCCIÓN

Una de las características que definen a los bancos es que éstos toman prestado a corto plazo y prestan a largo plazo. Según el

*Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo “The integrated impact of credit and interest rate risk on banks, an economic value and capital adequacy perspective”, WP, nº 339, Bank of England. M. Drehmann, S. Sorensen y M. Stringa son funcionarios del Bank of England. Los puntos de vista y análisis expresados corresponden a los autores y no necesariamente los del Bank of England. Los errores son responsabilidad de los autores excepto aquellos derivados de la traducción. Agradecen a Matt Corder y Chris Kubelec por proporcionar el impacto del escenario de tensión sobre las probabilidades de incumplimiento y la curva de rendimiento libre de riesgo, y a Greg Dudley-Smith y Ruth Yu por su excelente asistencia en la investigación. A Viral Acharya, Thomas Breuer, Klaus Duellmann, Prasanna Gai, Andy Haldane, Glenn Hoggarth, David Lando, José A. López, Stam Maes, Darren Pain, Til Schuermann, Phil Strahan y Martin Summer por sus útiles comentarios. A los participantes en los seminarios en los bancos centrales de Inglaterra y Austria, en la conferencia sobre Dinero, Macroeconomía y Finanzas del 2006, en el taller de trabajo sobre Administración de Riesgos y Regulación en la Banca auspiciado por el Comité de Basilea en Supervisión Bancaria y en la conferencia sobre Interacción del Mercado y Riesgo del Crédito auspiciada por el Deutsche Bundesbank.*

trabajo seminal de Diamond y Dybvig (1983), la mayoría de la literatura bancaria ha tendido a centrarse en las implicaciones de la liquidez de dicha función de transformación de los vencimientos. El descalce de vencimientos, o con mayor precisión el descalce de revalorización, también es una fuente clave del riesgo de tasa de interés en el balance. De acuerdo con los bancos (ver IFRI-CRO, 2007), el riesgo de tasa de interés es la fuente más significativa de riesgo de mercado para los bancos comerciales. Y, por lo tanto, el riesgo de crédito es luego la segunda fuente más importante de riesgo para la suficiencia de capital de estas instituciones. Los bancos y los reguladores están conscientes de la importancia de ambos riesgos. Pero, tienden a administrar estos riesgos de manera separada aún si, como lo señalaron Jarrow y Turnbull (2000), *“la teoría económica nos dice que los riesgos de mercado y de crédito están intrínsecamente relacionados entre ellos y no son separables”*.

En este trabajo, proponemos un marco general para medir el riesgo de los bancos, quienes están sujetos a choques correlacionados de tasas de interés y de crédito.<sup>1</sup> En línea con la literatura y siguiendo a Jarrow y Turnbull (2000), este marco incorpora el impacto integrado del riesgo de tasa de interés y del crédito en los activos de los bancos. Pero, vamos más allá modelando la cartera completa de los bancos, incluyendo activos, pasivos y cuentas de orden así como también tomamos la estructura de revalorización de la cartera en consideración.<sup>2</sup> Dichas extensiones son de gran importancia y nos permiten proponer dos condiciones para juzgar el riesgo de los bancos: una condición de valor económico y una de suficiencia de capital.

La condición de valor económico proporciona un punto de vista de largo plazo de la salud de los bancos basada en los fundamentos económicos y se apoya simplemente en el descuento ajustado al riesgo de los flujos futuros de caja. Sin embargo, requiere de un marco que tome en cuenta la estructura de revalorización de la cartera y que capture la interdependencia

<sup>1</sup> La indicación de que el riesgo de crédito y el riesgo de tasa de interés están correlacionados no necesariamente implica una relación lineal sino que modelamos la dependencia de los dos riesgos.

<sup>2</sup> La característica de revalorización de un activo o pasivo no necesita ser la misma como la de su vencimiento. Por ejemplo, un préstamo flexible puede tener un vencimiento de 20 años aún si puede ser revalorizado cada tres meses. En este trabajo, suponemos primero que los vencimientos de los activos y pasivos coinciden con sus tiempos para la revalorización. Por consiguiente, removemos este supuesto y dejamos que el período de vencimiento sea mayor que el período de revalorización.

compleja de los riesgos de tasa de interés y de crédito. El desajuste de revalorización es la fuente clave del riesgo de tasa de interés para los bancos comerciales, debido a que determina cuando los activos y pasivos pueden ser revalorizados para reflejar los cambios en la curva de rendimiento libre de riesgo.<sup>3</sup> Y también determina cuando los diferenciales de crédito pueden ajustarse para reflejar los cambios en el riesgo de crédito del propio banco o de los prestatarios. Capturamos ambos efectos cuando modelamos el ingreso por interés neto del banco.

Además, contrario a Basilea II y los modelos estándar de cartera de crédito, la perspectiva propuesta de valor económico no solo captura el riesgo de incumplimiento sino también todas las fuentes de riesgo de crédito incluyendo, por ejemplo, los cambios en el valor de los activos netos causados por movimientos en los márgenes de crédito.

Cuando se examina el valor económico del banco en su conjunto, se tienen algunos problemas inherentes. Desde una perspectiva de regulación, no es el valor económico de los pasivos pero sí la habilidad del banco para pagar sus obligaciones a la par la que más interesa. Por consiguiente, nuestra primera condición para juzgar el riesgo de un banco es calcular si el valor económico de los activos se reduce por debajo del valor facial de los pasivos.

Una condición de valor económico no es una medida suficiente para evaluar la estabilidad del banco. Por ejemplo, puede ser el caso de que una trayectoria particular de utilidades conduzca a un banco a descapitalizarse en el corto plazo, debido a las pérdidas severas que son ponderadas por las utilidades futuras. Desde una perspectiva de valor económico, este banco sería solvente pero debido al mercado o a las restricciones regulatorias, al banco le puede resultar, por ejemplo, difícil seguir operando puesto que puede estar sujeto a corridas de liquidez. Por tanto, en nuestra segunda condición, evaluamos si un banco estaría lo suficientemente bien capitalizado en el corto y mediano plazos. Esto requiere proyectar los cargos por pérdidas del banco, el ingreso neto por intereses y los requerimientos de capital de manera consistente. En suma, esto requiere un marco, como el que se propone en este trabajo, el cual captura: *i*) el impacto del riesgo de crédito en el cartera en su conjunto; *ii*) el riesgo de tasa de interés derivado del descalce de revalorización entre activos,

<sup>3</sup> Como es en la práctica común, por curva de rendimiento libre de riesgo queremos decir la curva de rendimiento del gobierno, la cual contiene una prima de plazo y de inflación.

pasivos y otras posiciones netas de las cuentas de orden así como la base y el riesgo de la curva de rendimiento;<sup>4</sup> y *iii*) la interdependencia entre el riesgo de crédito y el riesgo de tasa de interés.

Aplicamos el marco para evaluar la exposición al riesgo de crédito y de tasa de interés de un banco hipotético pero realista en un escenario de tensión macro grave. Este escenario implica entre otros cambios un aumento sostenido en la curva de rendimiento libre de riesgo.

La estabilidad del banco no es amenazada en este escenario de tensión en tanto se mantienen ambas condiciones de valor económico y de suficiencia de capital. Pero la simulación confirma que los riesgos de tasa de interés y de crédito tienen que ser evaluados de manera simultánea, así como en conjunto para la cartera completa. Mediante la modelación del ingreso por interés neto, somos capaces de describir que la compresión del margen adicional debido al descalce de revalorización disminuye las utilidades aún en los primeros trimestres. El impacto negativo del choque se compensa en forma gradual, una vez que el banco puede empezar a revalorizar los activos para reflejar el cambio en la curva de rendimiento libre de riesgo y el deterioro en la calidad del crédito. El efecto de compensación de mayores utilidades de interés netas implica que después de dos años, éstas empiezan a recuperarse, aún si los cargos por pérdidas alcanzan un máximo en el tercer año.

Mostramos que el impacto de la compresión del margen y revalorización es significativo en términos cuantitativos. Si no se considera el ingreso por interés neto en nuestro escenario, como sería el caso para la mayoría de las pruebas de tensión estimadas de manera rutinaria,<sup>5</sup> el banco subestimaría la reducción en las utilidades netas en más de 50% en el primer año. Pero sobreestimaría la disminución en cerca de 100% en el tercer año. Sin embargo, mostramos que la magnitud de este efecto y la velocidad a la cual las utilidades regresan al equilibrio dependen de forma crucial de las características específicas de la revalorización de la hoja de balance del banco.

La importancia del riesgo de tasa de interés para los bancos ha sido explorada en la literatura durante muchos años.

<sup>4</sup> El riesgo de tasa de interés también surge de las diferencias en las opciones integradas de los activos y pasivos. Aún si el marco puede ampliarse para capturar opciones, no las consideramos en este trabajo.

<sup>5</sup> Para una revisión de los distintos enfoques de pruebas de tensión ver Sorge y Virolainen (2006).

Inicialmente, el debate fue exaltado para los estándares actuales. Paul A. Samuelson argumentó que los barberos conocen de banca al menos tanto como los banqueros (Samuelson, 1945a) y que “*el sistema bancario como un todo no está en efecto dañado por un aumento en [...] las tasas de interés. Queda mucho mejor por dicho cambio*” (Samuelson, 1945b). Sin embargo, un economista de un banco en Misisipi señala correctamente que la conclusión de Samuelson se basa en supuestos irreales sobre el descalce de revalorización entre activos y pasivos de los bancos y que “*aún el cajero del nivel más bajo del banco le habría dicho (a Samuelson)... eso*” (Coleman, 1945).

De manera más reciente, muchos trabajos han tratado de determinar empíricamente la importancia del riesgo de tasa de interés para los bancos. Según a Flannery y James (1984), varios estudios encuentran un fuerte impacto negativo de las tasas de interés sobre los rendimientos de acciones de los bancos (para un estudio reciente ver Fraser *et al.*, 2002). Sin embargo, Chen y Chan (1989) argumentan que esto depende mucho de la muestra real del período.

Un estudio de English (2002) concluye que parece improbable que los cambios en la tasa de interés sean un factor importante para la estabilidad de un sistema bancario, aún si English reconoce que el riesgo de tasa de interés puede ser una fuente importante de la volatilidad de las utilidades. English sostiene sus conclusiones con un análisis econométrico del ingreso por interés neto agregado anual en diferentes países. El sólo encontró un apoyo débil respecto a que el ingreso por interés neto se afecta por cambios en la pendiente, nivel y curvatura de la curva de rendimiento. En un estudio reciente sobre el riesgo de tasa de interés en el sector bancario belga, Maes (2004) argumenta que el riesgo de tasa de interés es importante para la estabilidad bancaria. Pero de nuevo, él sólo encuentra evidencia empírica débil cuando observa el ingreso por interés neto.

Nuestra discusión previa proporciona alguna intuición de porqué el ingreso por interés neto anual puede ser demasiado agregado para descomponer los efectos complejos de las tasas de interés en el riesgo de los bancos: primero, un aumento en las tasas de interés comprimirá los márgenes entre los préstamos de corto plazo y el financiamiento de largo plazo, reduciendo el ingreso por interés neto. Pero después de unos pocos trimestres, las altas tasas contagian a los prestatarios, quienes a su vez aumentan su ingreso por interés neto. Combinados con otras fluctuaciones en los datos, no es sorprendente, por lo tanto, que un análisis econométrico del ingreso por interés neto anual

encuentre difícil apoyar la importancia del riesgo de tasa de interés para los bancos.

Ciertamente, debido a la crisis de *Standard and Loans* (S&L) en los Estados Unidos a finales de los años ochenta, los bancos están conscientes del significado potencial del riesgo de tasa de interés.<sup>6</sup> Por consiguiente, miden su exposición con periodicidad; y también es uno de los requerimientos regulatorios para llevar a cabo pruebas de sensibilidad de los desplazamientos paralelos o giros imprevistos en la curva de rendimiento libre de riesgo (ver por ejemplo BIS, 2004). Una de las pruebas más simples de sensibilidad es el análisis de brecha, donde los bancos o los reguladores evalúan el riesgo de la tasa de interés sólo examinando el descalce de revalorización neto entre activos, pasivos y cuentas de orden.<sup>7</sup> Con este enfoque y con un modelo de la *Office of Thrift Supervision* (oficina estadounidense para la supervisión del ahorro), Wright y Voupt (1996) concluyen que el riesgo de tasa de interés no es la fuente principal de riesgo para la mayoría de los bancos, al menos en el entorno de mediados de los años noventa. Por ahora la literatura ha identificado varios problemas con el análisis de brecha estándar y más sofisticado (por ejemplo, ver Stailouras, 2006). Mucho más importante, estas pruebas suponen implícitamente que los choques a la curva de rendimiento libre de riesgo no tienen impacto en la calidad del crédito de los activos. Pero con claridad este supuesto no se mantiene en tanto los riesgos de tasa de interés y de crédito están correlacionados, y por lo tanto, necesitan ser evaluados en forma conjunta.

Jarrow y Turnbull (2000) están entre los primeros que muestran de manera teórica cómo integrar los riesgos de tasa de interés (entre otros riesgos de mercado) y de crédito. Ellos proponen un modelo simple de dos factores donde la intensidad de incumplimiento de los prestatarios está conducida por las tasas de interés y el índice de acciones, los cuales a su vez

<sup>6</sup> Ver Curry y Shibut (2000) para una visión general de la crisis de S&L.

<sup>7</sup> Generalmente, el análisis de brecha asigna activos, pasivos y cuentas de orden en intervalos de tiempo de acuerdo con sus características de revalorización y calcula su diferencia neta para cada intervalo. Debido a este procedimiento de neteo, el análisis de brecha puede fallar en considerar no linealidades y, en consecuencia, subestimar el impacto del riesgo de tasa de interés. Por ejemplo, algunas tasas de depósitos de clientes de corto plazo siguen a la tasa libre de riesgo más un margen negativo. Por lo tanto, para grandes caídas en la estructura a plazos libre de riesgo, los bancos pueden no ser capaces de reducir las tasas de depósito en línea con la tasa libre de riesgo porque están limitadas a cero. Cuando se modela la cartera en su conjunto, se puede capturar esta compresión en los márgenes netos de los bancos.



están correlacionados. Este marco teórico está respaldado por una fuerte evidencia empírica que indica que los cambios en la tasa de interés tienen un impacto en la calidad del crédito de los activos. Por ejemplo, Jarrow y van Deventer (1998) muestran que en términos de la cobertura de una cartera de bonos, ambos riesgos tienen que ser tomados en cuenta. Grundke (2005) encuentra que se realizan errores significativos cuando la naturaleza correlacionada de la calificación de transiciones, márgenes de crédito, tasas de interés y recuperaciones es ignorada.

Todos los trabajos citados consideran el impacto integrado del riesgo de crédito y de tasa de interés en los activos solo, por ejemplo para modelar una cartera de bonos. No evalúan el impacto de los riesgos de interés y de crédito en los pasivos o en las cuentas de orden, ni tampoco toman en cuenta las características de revalorización. Barnhill y Maxwell (2002) y Barnhill *et al.* (2001) intentan medir los riesgos de crédito y del mercado para la cartera conjunta de los bancos. Desarrollan un marco de simulación para reevaluar los activos y pasivos dependiendo del estado de varios factores de riesgo sistemático, tales como la estructura a plazos de las tasas de interés libre de riesgo y riesgosas, índices de acciones y precios de propiedades. Para evaluar la estabilidad de un banco, ponen énfasis en la distribución del valor económico, es decir, en el valor de mercado de los activos menos los pasivos. Encuentran que el riesgo de crédito es el factor de riesgo más significativo. Pero su conclusión probablemente sea engañosa en tanto ignoran una de las fuentes más importantes del riesgo de tasa de interés, descalces de revalorización entre activos y pasivos.<sup>8</sup> Además, a diferencia de nuestro trabajo, Barnhill y sus coautores no consideran las cuentas de orden y no toman en cuenta el impacto del riesgo de crédito y de tasa de interés en las utilidades futuras y en la suficiencia de capital.

Nuestro enfoque es posiblemente más cercano a la literatura de investigación de operaciones que discute modelos de programación estocásticos para la administración dinámica de los activos y pasivos. De acuerdo con el trabajo fundamental de Bradley y Crane (1972), la mayoría de esta literatura estudia la asignación dinámica de la cartera óptima cuando los activos

<sup>8</sup> Los estudios también examinan el descalce de vencimientos de +/- un año y concluyen que esto es importante. Pero más o menos un año es demasiado simple para capturar el impacto total del descalce de vencimiento sobre el riesgo de los bancos.

son negociables.<sup>9</sup> Kusy y Ziemba (1986) es uno de los pocos estudios que intentan determinar la asignación óptima dinámica de activos y pasivos para un banco. Maximizan los rendimientos a futuro descontados y las utilidades de capital sobre los activos, neto de los costos de endeudamiento y sujetos a restricciones regulatorias, de liquidez y otras. Más importante, su procedimiento asegura que las características de revalorización del balance general se toman en cuenta. Además, los activos maduros son reinvertidos de modo que los saldos del balance general en cada período y las restricciones presupuestarias se satisfacen. Limitaciones computacionales implican que los autores solo pueden estudiar un modelo de árbol binario de tres períodos donde los activos y pasivos son negociables y los incumplimientos no ocurren.

La literatura sobre optimización de cartera que permite incumplimientos es muy limitada. Por ejemplo, Jobst y Zenios (2001) y Jobst *et al.* (2006) estudian la asignación de la cartera óptima dinámica para una cartera de bonos corporativa.<sup>10</sup> Ellos simulan tasas de interés y márgenes de crédito correlacionados así como incumplimientos y rastrean valoraciones futuras de la cartera, reinvierten todos los pagos de cupones. Usando esta información, calculan la asignación de la cartera óptima si existe solo una decisión de inversión *ex ante* o si la cartera puede reequilibrarse en cada punto en el tiempo. Estos estudios también se encuentran entre los pocos que examinan la perspectiva de valor económico y de utilidades.

La asignación de la cartera óptima dinámica va más allá del alcance de este trabajo. Pero en lugar de examinar una cartera de activos negociables, consideramos exposiciones no negociables en el balance general de un banco hipotético y modelamos directamente los riesgos de créditos corporativo y de los hogares. Además, y de manera más importante, modelamos los flujos de caja complejos a partir de los pasivos con diferentes características de revalorización, en lugar de suponer una cuenta de efectivo simple como lo hacen Jobst y sus coautores. Nuestro enfoque también considera las tasas de interés sensibles a las cuentas de orden. Contrario a la literatura general, somos capaces por lo tanto de evaluar el impacto de un escenario de tensión grave sobre las tasas de descuento ajustadas al riesgo,

<sup>9</sup> Para una visión general ver Mulvey y Ziemba (1998) o Zenios y Ziemba (2007).

<sup>10</sup> Ver Jobst *et al.* (2006) para referencias adicionales que discuten modelos para optimización dinámica de cartera con incumplimientos.

cargos por pérdidas e ingreso por interés neto, y por consiguiente sobre el valor económico así como la suficiencia de capital de un banco en el tiempo.

Nuestras simulaciones muestran que es fundamental medir el impacto combinado de los riesgos de tasa de interés y de crédito en conjunto, y que es importante capturar la cartera conjunta, incluyendo sus características de revalorización.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección II, se propone un marco general para derivar las condiciones de valor económico y de suficiencia de capital para un banco que está sujeto a riesgo de crédito y de tasa de interés en el balance general. En la sección III, discutimos nuestra estrategia empírica para capturar estos riesgos para un banco hipotético. En la sección IV, se presentan los resultados de la prueba de tensión y en la sección V investigamos la importancia de la tasa de interés, del riesgo de crédito y su interacción. Nuestros resultados se evalúan contra un número de pruebas de sensibilidad en la sección VI. Finalmente, las principales conclusiones del estudio están resumidas en la sección VII.

## II. EL MARCO

En esta sección, primero se plantea la integración de los riesgos de tasa de interés y de crédito para un activo genérico. Entonces, aplicamos lo que se conoce del activo genérico para derivar las condiciones de valor económico y de suficiencia de capital para un banco con una cartera de activos y pasivos con diferentes riesgos y características de revalorización. Para dar cierta intuición, primero derivamos la condición de suficiencia de capital para un banco simplificado antes de considerar el caso más general.

### 1. Un activo genérico

El valor económico  $EVA^i$  de un activo genérico  $i$  con vencimiento  $T$  es simplemente el valor descontado ajustado por riesgo de los pagos futuros de cupones  $C$  y el principal  $A$ . Por tanto:

$$(1) \quad EVA_t^i = \sum_{k=1}^Y D_{t+k}^i C_0^i A^i + D_{t+T}^i A^i.$$

Por simplicidad, asumimos que todos los activos son equivalentes a obligaciones con vencimiento final, es decir, se paga el principal solamente al vencimiento y se paga un cupón constante

$C_0^i$  valorado en el período  $t = 0$ . Por ejemplo, dicho activo sería un bono con tasa de interés fija sin opciones integradas o un simple préstamo bancario.

La función de descuento está dada por:

$$(2) \quad D_{t+k}^i = \prod_{l=1}^k d_{t+l-1; t+l}^i,$$

con el factor de descuento  $d$  ajustado por el riesgo del período, el cual es igual al inverso de  $1+R$ , la tasa de interés ajustada por riesgo. En tiempo continuo,  $R$  es igual a la tasa de interés libre de riesgo más una prima de riesgo de crédito. Sin embargo, como nuestra aplicación está establecida en tiempo discreto, seguimos a Duffie y Singleton (2003, p. 134):<sup>11</sup>

$$(3) \quad R_{t+l-1, t+l}^i = E_t \left( \frac{r_{t+l-1, t+l} + PD_{t+l-1, t+l}^i \times LGD_{t+l-1, t+l}^i}{1 - PD_{t+l-1, t+l}^i \times LGD_{t+l-1, t+l}^i} \mid \Omega_t \right),$$

donde  $r_{t+l-1, t+l}$  es la tasa de interés libre de riesgo *forward* entre  $t+l-1$  y  $t+l$  conocidos en el período  $t$ .  $LGD^i$  es la pérdida dado el incumplimiento esperada para el prestatario  $i$  el cual, por simplicidad, asumimos aquí que sea constante.<sup>12</sup>  $PD_{t+l-1; t+l}^i$  es la probabilidad neutral al riesgo de incumplimiento del prestatario  $i$  entre  $t+l-1$  y  $t+l$  condicional en la supervivencia hasta  $t+l-1$ . Las expectativas se toman sujetas al conjunto de información  $\Omega_t$  en el período  $t$ , el cual, de manera importante, contiene información sobre el desarrollo de los conductores del riesgo sistemático de la probabilidad de incumplimiento, PD y de las tasas de interés.

No necesitamos observar las tasas de cupón empíricas sino revalorizar los activos y pasivos de acuerdo con sus características de revalorización contractuales. Para hacerlo, suponemos que en el período de emisión, el valor económico iguala al valor facial del activo. Esto implica que  $EVA_{t=0}^i \mid \Omega_0 = A^i$  en la ecuación (1). Resolviendo para  $C_{t=0}^i$ , obtenemos:

$$(4) \quad C_0^i = \frac{1 - D_T^i}{\sum_{k=1}^T D_k^i}.$$

<sup>11</sup> La fórmula supone que la misma pérdida dado el incumplimiento (*loss given default*, LGD) aplica tanto a los cupones como al principal y que la prima de liquidez es cero.

<sup>12</sup> La sección III.3 discute nuestra modelación empírica de las LGD con mayor detalle. Las implicaciones de las LGD cíclicas se investigan en la sección VI.2.

Las ecuaciones (3) y (4) son importantes para entender los canales a través de los cuales los riesgos de crédito y de tasa de interés afectan a un activo genérico. Primero, ambas, la prima esperada del riesgo de crédito y la curva de rendimiento libre de riesgo esperada dependen de un conjunto común de factores de riesgo macroeconómico. Por consiguiente, cambios no esperados en estos factores de riesgo impactan tanto en el riesgo de crédito como en el riesgo de tasa de interés. Segundo, movimientos no esperados en la curva de rendimiento libre de riesgo debe cambiar el riesgo de crédito de los prestatarios.<sup>13</sup> Por lo tanto, cuando las condiciones económicas cambian, la curva de rendimiento y las PD del activo se ajustarán instantáneamente y como consecuencia los factores de descuento,  $D_{t+k}$ , también se ajustarán en forma inmediata. Pero como las tasas de los cupones permanecen fijas hasta la revalorización, el valor económico del activo podría divergir de su valor facial. Una vez que el activo puede ser revalorizado, los pagos de los cupones reflejarán las nuevas condiciones económicas y el valor económico igualará de nuevo al valor facial. La aplicación de este conocimiento a la cartera del banco implica que mientras el valor económico refleja siempre todas las condiciones económicas futuras y actuales instantáneamente, el ingreso solo se ajustará con lentitud dependiendo del descalce entre activos y pasivos.<sup>14</sup>

## 2. Un banco genérico

En esta sección derivamos las condiciones de valor económico y de suficiencia de capital para un banco genérico. Cualquier banco puede ser visto como una cartera grande de activos y pasivos. En particular, examinamos  $N$  clases de activos  $A_i$  y  $M$  clases de pasivos  $L_j$  donde todas las exposiciones en una clase de activo (pasivo)  $i$  ( $j$ ) tienen las mismas características de riesgo.<sup>15</sup>

<sup>13</sup> Existe también una retroalimentación desde el riesgo de crédito hacia las tasas de interés. Dicho efecto es parcialmente integrado en el modelo macro, el cual usamos para simular los factores de riesgo sistemático en las siguientes secciones. Pero este canal es difícil de cuantificar formalmente y, por lo tanto, no lo consideramos de manera explícita en este trabajo.

<sup>14</sup> Nuestra discusión hasta el momento también supone de manera implícita que cuando un cupón es revalorizado, la parte libre de riesgo y el margen de crédito cambian simultáneamente. Sin embargo, los términos del contrato de algunos valores con tasas de interés variable pueden no permitir que el margen de crédito varíe antes del vencimiento. Es claro que esto no es un problema para analizar en nuestro marco. Y, por lo tanto, exploraremos ambos supuestos de revalorización en nuestras simulaciones (ver sección VI.1).

<sup>15</sup> De manera más general, la cartera de un banco también incluye cuentas de orden. En el marco, no distinguimos si los activos y pasivos están o no en

Dentro de cada clase, las exposiciones individuales pueden tener diferentes períodos de revalorización. Inicialmente, suponemos por simplicidad que el vencimiento de un activo (pasivo) coincide con sus características de revalorización. Este supuesto se lo removerá en la sección VI.1.

*a) Condición 1: la perspectiva de valor económico*

El valor económico de un banco ( $EVB$ ) es el valor económico de sus activos ( $EVA$ ) menos el valor económico de sus pasivos ( $EVL$ ):

$$(5) \quad EVB_t = EVA_t - EVL_t \quad \text{con} \quad EVA_t = \sum_{i=1}^N EVA_t^i \quad \text{y} \quad EVL_t = \sum_{j=1}^M EVL_t^j .$$

Como se discutió en la introducción, examinar el valor económico de los pasivos puede no ser deseable desde una perspectiva regulatoria debido a que no es el valor económico de los pasivos lo que importa, sino la capacidad de los bancos para pagar sus pasivos a la par. Por tanto, nuestra primera condición para evaluar la estabilidad de un banco es observar si el valor económico de los activos condicional al riesgo de crédito y de tasa de interés es mayor que el valor facial de todos sus pasivos

$$FVL_t = \sum_{j=1}^M L_t^j .$$

Condición 1 – Valor económico:

$$(6) \quad EVA_t > FVL_t$$

Desde una perspectiva regulatoria esta condición tiene dos beneficios. Primero, proporciona un punto de vista de largo plazo de la habilidad del banco para pagar todos sus pasivos cuando sea debido. Segundo, en condiciones de tensión con aumentos en las tasas de interés, es posible representar un límite superior en comparación con un análisis de valor económico en tanto el valor facial de los pasivos será mayor que su valor económico.

*b) Condición 2: la perspectiva de suficiencia de capital*

Mientras la perspectiva de valor económico proporciona un punto de vista de largo plazo, la perspectiva de suficiencia de

---

cuentas de orden. Pero las modelaremos separadamente en nuestra aplicación en las siguientes secciones (para una discusión ver sección III.6).

capital se enfoca en si un banco estaría lo suficientemente bien capitalizado en todos los estados futuros del mundo. Esto proporciona una dimensión importante para la evaluación del riesgo en tanto un banco subcapitalizado puede estar sujeto a intervenciones regulatorias o propenso a corridas de liquidez. Por tanto, conviene evaluar si la suficiencia de capital esperada de un banco, dado su perfil de utilidades netas, permanece por encima del mínimo regulatorio  $k$  para todos los períodos en el mediano plazo  $W$ . Por consiguiente, nuestra segunda condición es:

Condición 2 – Suficiencia del capital:

$$(7) \quad \frac{SF_t}{RWA_t} > k \quad \forall t < W .$$

donde  $RWA$  denota los activos ponderados por riesgo esperados y  $SF$  los fondos de accionistas esperados, los cuales se suponen que son el único capital del banco.

Los activos ponderados por riesgo se calculan según dos enfoques diferentes. Primero tomamos las ponderaciones de riesgo constantes en el tiempo. Esto podría ser como una aproximación al marco de Basilea I en uso en la actualidad. Con este enfoque, los activos ponderados por riesgo son simplemente la suma ponderada de las exposiciones al activo  $i$  en el período  $t$  con ponderaciones de riesgo  $\bar{w}^i$  siendo diferentes a través de las clases de activos. Por lo tanto, la condición 2 según este enfoque es:

Condición 2a – Suficiencia de capital con ponderaciones de riesgo constantes:

$$(8) \quad \frac{SF_t}{RWA_t^{CRW}} > k \quad \forall t < W \quad \text{con} \quad RWA_t^{CRW} = \sum_i \bar{w}^i A_t^i$$

Como estamos interesados especialmente en manifestaciones graves del riesgo de crédito, el enfoque de ponderación del riesgo constante descrito arriba puede no ser aconsejable en tanto puede subestimar los riesgos a la suficiencia de capital del banco. Por lo tanto, también usamos el enfoque basado en la calificación interna de Basilea II para derivar las ponderaciones de riesgo variantes en el tiempo  $w_t^i$  para diferentes clases de activos (ver BIS, 2004). Por tanto, la Condición 2 según este enfoque se transforma en:

Condición 2b – Suficiencia del capital con ponderaciones de riesgo variantes en el tiempo:

$$(9) \quad \frac{SF_t}{RWA_t^{IRB}} > k \quad \forall t < W \quad \text{con} \quad RWA_t^{IRB} = \sum_i w_t^i A_t^i$$

*c) Pronósticos de los fondos de accionistas*

Si es posible observar el perfil de todas las tasas de cupones, la condición de valor económico solo requeriría la determinación de la tasa de descuento ajustada por el riesgo apropiada. Sin embargo, como este no es el caso, necesitamos suponer que el valor económico de los activos es igual a su valor facial para derivar los pagos del cupón iniciales. Dicho supuesto se aplica cada vez que un activo o pasivo es revalorizado. Además, adicionamos cuatro supuestos más con la finalidad de pronosticar los fondos de accionistas.

Primero, suponemos que las exposiciones dentro de una clase de activos están infinitamente granuladas, es decir las exposiciones individuales dentro de una clase de activos son pequeñas. Este supuesto común, que está en línea con la fórmula básica de Basilea II, implica que, condicional a una trayectoria específica de factores de riesgo sistemáticos, las pérdidas inesperadas son cero.

Segundo, suponemos que los depositantes son pasivos: una vez que los depósitos vencen, los depositantes están dispuestos a renovar sus depósitos con las mismas características de revalorización a menos que el banco incumpla en sus obligaciones. Dado que no existen incumplimientos estratégicos de los bancos, este es el caso solo si las utilidades o la condición de valor económico no son alcanzadas.

Tercero, suponemos que el banco no administra activamente la composición de su cartera: una vez que los activos vencen, el banco continúa invirtiendo en nuevos proyectos con las mismas características de revalorización y riesgo en tanto vencen los activos. Sin embargo, el banco modifica las tasas de cupones para reflejar los cambios en las condiciones económicas y de los prestatarios una vez que los activos son revalorizados. Esto implica que la composición de la cartera del banco solo cambia en línea con los activos incumplidos.

Cuarto, suponemos que el banco utiliza sus flujos de caja libres para devolver los pasivos más costosos que vencen en lugar de invertir en nuevos activos o expandir el balance general. Si los fondos de accionistas disminuyen más que los cargos por pérdidas, suponemos que el banco es capaz de atraer nuevos depósitos interbancarios.<sup>16</sup>

<sup>16</sup> Probamos la sensibilidad de nuestros resultados ante este supuesto en la



Nuestros supuestos de comportamiento son en cierto grado arbitrarios. Pero nos restringimos a la regla de comportamiento más simple en lugar de reoptimizar la cartera del banco en un sentido de promedio-varianza en cada período en tanto esto iría más allá del alcance de este trabajo.

Antes de derivar los fondos de accionistas de manera explícita, también necesitamos clarificar la notación. Para mejorar la lectura para un banco multiactivos y multipasivos dejaremos el operador de expectativa y lo haremos para el resto del trabajo. Todos los cálculos, sin embargo, se basan en expectativas condicionales sobre el conjunto de información disponible en el período de fijación de precios. Además, para variables *stock*, por ejemplo el valor económico de un préstamo, usamos el subíndice  $t$  para indicar el valor de la variable en el período  $t$ . Para variables flujo, por ejemplo los ingresos por intereses del banco, usamos el subíndice  $t$  para indicar el valor acumulado de la variable entre  $t-1$  y  $t$ .

La derivación de los fondos de accionistas esperados  $SF$  en cada período futuro requiere rastrear las utilidades netas esperadas, las cuales crecen por las utilidades retenidas (es decir utilidades después de impuestos y pagos de dividendos) o disminuyen por pérdidas, en cuyo caso no se pagan impuestos ni dividendos.<sup>17</sup> Por lo tanto, los fondos de accionistas pueden calcularse como:

$$(10) \quad SF_t = \theta \max(0; NP_t) + \min(0; NP_t) + SF_{t-1},$$

con  $\theta < 1$  dado que el banco paga impuestos así como dividendos.

Las utilidades netas esperadas ( $NP_t$ ) entre el período  $t-1$  y  $t$  son la suma del ingreso por interés neto esperada más otros ingresos esperados ( $OI_t$ ) menos los cargos por pérdidas ( $WR_t$ ) y los costos esperados ( $C$ ). El ingreso por interés neto a su vez es la

---

sección VI.3. Primero modificamos la cartera del banco introduciendo instrumentos de deuda con márgenes que varían en el tiempo. Entonces, también suponemos que si la calificación del banco cae por debajo de un umbral dado (arbitrariamente fijado en BBB-), el banco no tendrá más acceso al mercado interbancario. Por lo tanto, tendrá que pedir prestado en el mercado de deuda más costoso si los fondos de los accionistas disminuyen más que los cargos por pérdidas.

<sup>17</sup> Esta ecuación implícitamente supone que el banco paga dividendos en forma proporcional a sus ingresos en tanto es capaz de hacerlo. Además, se supone que las pérdidas no pueden ser trasladadas para compensar impuestos futuros. Probamos para diferentes regímenes de impuestos y de dividendos, y las conclusiones principales no se ven afectadas.

suma de los flujos de caja totales esperados que recibe el banco de sus activos ( $CFA_t$ ), menos los flujos de caja totales esperados que paga en sus pasivos ( $CFL_t$ ).

$$(11) \quad NP_t = (CFA_t - CFL_t) - WR_t + OI_t - Cost_t.$$

Por simplicidad, suponemos que otros ingresos y costos están conducidos por un proceso exógeno constante, y por lo tanto, no nos centraremos en ellos en el resto de la discusión del marco.

*Pronóstico de los fondos de accionistas  
para un banco simplificado*

Para dar cierta intuición, es útil considerar un banco simplificado con dos clases de activos  $A^i$ ,  $A^j$ , una clase pasivos  $L$  y fondos de accionistas  $SF$ . La primera columna en el cuadro A proporciona una visión general de la hoja de balance inicial. El activo  $A^i$  ( $A^j$ ) tiene  $PD^i$  y  $LGD^i$  ( $PD^j$  y  $LGD^j$ ) y es revalorizado después de uno (dos) año(s). Por simplicidad, suponemos que los pasivos se revalorizan cada año y pagan una tasa de cupón ( $C^L$ ) igual a la tasa de interés libre de riesgo  $r$  y que el banco no tiene otros costos de ingresos, dividendos o impuestos, es decir  $OI = Costo = 0$  y  $\theta = 1$ . También suponemos que la curva de rendimiento libre de riesgo es plana.

Según la ecuación (4), la curva de rendimiento libre de riesgo inicial y los PD esperados en el año uno y dos determinan las tasas de cupón  $C_0^i$  y  $C_0^j$  para cada exposición de activo. La contribución de un único activo con tamaño de unidad en la clase de activos  $i$  al ingreso por interés neto en el período uno es simple de calcular. En el evento de no incumplimiento, la contribución es  $C_0^i$ . En el caso de incumplimiento, la contribución es  $(1 - LGD^i)C_0^i$  en tanto suponemos que el cupón en ese período puede ser en forma parcial recuperado para asegurar la consistencia con la ecuación (5). Además, en el período de incumplimiento, el banco podría cancelar en libros sus pérdidas:  $LGD^i$ .

Por lo tanto, dado una cartera bien diversificada dentro de las dos clases de activos, los cargos por pérdidas son:

$$(12) \quad \begin{aligned} WR_1 &= WR_1^i + WR_1^j \\ &= PD_1^i LGD^i A_0^i + PD_1^j LGD^j A_0^j, \end{aligned}$$

y dado que el banco es un inversionista pasivo, los activos totales al final del año uno son:

$$(13) \quad A_1 = (1 - PD_1^i \cdot LGD^i) A_0^i + (1 - PD_1^j \cdot LGD^j) A_0^j.$$

Sigue que los flujos de caja esperados de los activos en el período uno son:

$$\begin{aligned}
 CFA_1 &= [(1 - PD_1^i) + PD_1^i(1 - LGD^i)]C_0^i A_0^i + \\
 (14) \quad &+ [(1 - PD_1^j) + PD_1^j(1 - LGD^j)]C_0^j A_0^j \\
 &= C_0^i A_1^i + C_0^j A_0^j,
 \end{aligned}$$

donde el primer término son las contribuciones de flujo de caja del activo  $i$  y el segundo del activo  $j$ .

Existe una única clase de pasivos con tasa de cupón  $C^L$  y pagos de flujos de caja  $CFL_1 = C^L L_0$ . Las utilidades netas son por lo tanto  $NP_1 = CFA_1 - CFL_1 - WR_1$  y los fondos de accionistas crecen exactamente por las utilidades netas dado  $\theta = 1$ .

En tanto suponemos que el banco utiliza sus flujos de caja libres para devolver aquellos pasivos que vencieron, los pasivos totales cambian en línea con los cargos por pérdidas y los fondos de accionistas:

$$(15) \quad L_1 = L_0 - \Delta SF_1 - WR_1$$

El desarrollo de las variables clave en el primer período se resumen en la columna 2 del cuadro 1.

**CUADRO 1.** DESARROLLO DE LAS VARIABLES STOCK Y DE FLUJO PARA EL BANCO SIMPLE

	$t_0$	$t_1$	$t_2$	$t_3$	$t_4$
Variables stock					
Activos	$A_0^i$	$A_1^i = (1 - PD_1^i LGD^i) A_0^i$	$A_2^i = (1 - \overline{PD}_2^i LGD^i) A_1^i$	...	...
	$A_0^j$	$A_1^j = (1 - PD_1^j LGD^j) A_0^j$	$A_2^j = (1 - \overline{PD}_2^j LGD^j) A_1^j$	...	...
Pasivos	$L_0$	$L_1 = L_0 - \Delta SF_1 - WR_1$	...	...	...
Fondos de accionistas	$SF_0$	$SF_1 = NP_1 + SF_0$	...	...	...
Variables de flujo y tasas de cupón					
Tasas de cupón		$C_0^i$	$\bar{C}_1^i$	$\bar{C}_2^i$	...
		$C_0^j$	$C_1^j$	$\bar{C}_2^j$	$\bar{C}_2^j$
		$C_0^L$	$\bar{C}_1^L$	$\bar{C}_0^L$	...
Flujos de efectivo		$CFA_1 = C_0^i A_1^i + C_0^j A_1^j$	$CFA_2 = \bar{C}_1^i A_2^i + C_0^j A_2^j$	...	...
		$CFL_1 = C_0^L L_0$	$CFL_2 = C_1^L L_1$	...	...
Cargos por pérdidas		$WR_1 = PD_1^i LGD^i A_0^i$ $+ PD_1^j LGD^j A_0^j$	$WR_2 = \overline{PD}_2^i LGD^i A_1^i$ $+ \overline{PD}_2^j LGD^j A_1^j$	...	...
Utilidades netas		$NP_1 = CFA_1 - CFL_1 - WR_1$	...	...	...

Flujos de caja para el período dos pueden pronosticarse siguiendo la misma línea de argumentación anterior. Pero supongamos que, justo antes del final del año uno, las condiciones económicas cambian de manera que  $\overline{PD}_2 > PD_1$  para ambas clases de activos, aún si la curva de rendimiento libre de riesgo permanece inalterada. El banco será capaz de revalorizar los activos  $i$  para reflejar el mayor riesgo de crédito dado que está en el período de revalorización del año uno: así  $\overline{C}_1^i > C_0^i$ . Sin embargo, no puede hacer esto para la clase de activos  $j$  en tanto las tasas de cupón están cerradas para otros años. Los flujos de caja para activos en el año dos son por lo tanto  $CFA_2 = \overline{C}_0^i A_1^i + C_0^j A_1^j$ . Aún si  $CFA_2 > CFA_1$ , se esperaría que el banco tenga una pérdida en este período en tanto los flujos de caja ganados sobre el activo  $j$  no se compensarán con los cargos por pérdidas esperadas  $WR_2^j = \overline{PD}_2^j LGD^j A_1^j$  en esta clase de activos.

*Pronóstico de los fondos de accionistas, flujos de caja  
y exposiciones para un banco general*

En el caso más general, consideramos un banco con  $N$  clases de activos  $A^i$  los cuales tienen diferentes PD y LGD. Dentro de cada clase de activo, las exposiciones pueden estar en diferentes períodos de revalorización  $b$ . Siguiendo el supuesto de comportamiento delineado anteriormente, el banco invierte en nuevos proyectos con las mismas características de revalorización y riesgo de los activos vencidos. Por lo tanto, la evolución esperada de cada clase de activo ajustada por incumplimiento es:

$$(16) \quad A_t^i = A_{t-1}^i (1 - PD_t^i \cdot LGD^i) \quad \text{y} \quad A_0^i = A^i$$

y el flujo de caja total esperado de los activos (CFA) entre  $t-1$  y  $t$  es:

$$(17) \quad CFA_t = \sum_{i=1}^N \left( \sum_{b=1}^T C_0^{i,b} A_t^{i,b} + \sum_{b=1}^{t-1} \sum_{l=1}^{t-1} I_l \overline{C}_l^{i,b} A_t^{i,b} \right),$$

con:  $I_l=1$  en el período 1 cuando los activos en el período  $b$  han sido revalorizados la última vez antes de  $t$ ; e  $I_l=0$  de otra manera.

Dado el ejemplo del banco simplificado, la interpretación de la ecuación (17) es relativamente directa. El primer término entre paréntesis suma los pagos de cupones esperado  $C^i$  de las clases de activos que no han sido revalorizadas en el período  $t$ , y el

segundo término suma los pagos de cupones esperados  $\bar{C}^i$  de las clases de activos que fueron revalorizados la última vez en el período  $l$  previo al período  $t$ . Finalmente, la ecuación (17) agrega las  $N$  diferentes clases de activos.

Dada la evolución de los activos esperados, los cargos por pérdidas futuras esperadas están dados por:

$$(18) \quad WR_t = \sum_{i=1}^N LGD^i PD_t^i A_{t-1}^i$$

Las ecuaciones (17) y (18) resaltan la manera cómo las utilidades se conducen por los cambios en los cargos por pérdidas, las exposiciones y las contribuciones de los flujos de caja al ingreso por interés neto. Por ejemplo, si las condiciones económicas se deterioran, los cargos por pérdidas esperadas aumentarán. Dicho incremento también disminuirá  $A_t^i$  y a su vez el CFA recaudado entre en el período  $t-1$  y  $t$ , reducirá por último las  $NP_t$ . Por otro lado, el banco también recibe mayores pagos de cupones  $\bar{C}^i$  de los activos no incumplidos, los cuales han sido revalorizados para reflejar el aumento en el riesgo de crédito y las tasas de interés libre de riesgo.

De igual manera, dado que suponemos que los prestatarios están dispuestos a refinanciar los pasivos del banco, el flujo de caja total esperado pagado sobre los pasivos (CFL) entre  $t-1$  y  $t$  es:

$$(19) \quad CFL_t = \sum_{j=1}^M \left( \sum_{b=1}^T C_0^{j,b} L_{t-1}^{j,b} + \sum_{b=1}^{t-1} \sum_{l=1}^{t-1} I_l C_l^{j,b} L_{t-1}^{j,b} \right),$$

con  $I_t=1$  en el período 1 cuando los pasivos en el período  $b$  han sido revalorizados la última vez antes de  $t$ ; e  $I_t=0$  de otra manera.

En línea con la ecuación (17), la ecuación (19) suma todas las clases de pasivos con el primer término entre paréntesis, sumando los pagos de cupones de las clases de pasivos  $C^j$  las cuales no han sido revalorizadas en el período  $t$ , y el segundo término suma los pagos de cupones de las clases de pasivos  $\bar{C}^j$  las cuales fueron revalorizadas la última vez en el período  $l$  antes del período  $t$ .

En teoría, las fórmulas (1) – (4) deberían aplicarse para revalorizar todos los pasivos usando las PD y LGD propias del banco. Si bien esto parece ser el caso para los instrumentos de deuda de los bancos, es bien conocido que las tasas de interés de depósitos de clientes de muy corto plazo, generalmente están

por debajo de la tasa de interés libre de riesgo, aún cuando se contabilizan los costos netos de comisiones sin intereses. Esto puede ser el resultado de esquemas de seguros de depósitos o barreras a la entrada para limitar la competencia (ver por ejemplo Corvoisier y Gropp, 2002). Por lo tanto, tenemos que tomar en cuenta este hecho estilizado cuando implementemos el modelo. Nuestro enfoque empírico se discutirá con más detalle en la sección III.5. La misma sección también discutirá un método indirecto para fijar el precio de los instrumentos de deuda de los bancos que superan el problema de circularidad debido al hecho de que las tasas de interés que paga el banco sobre su deuda dependen de la PD del banco, la cual a su vez depende, *inter alia*, de las tasas de interés de la deuda del banco.

Las ecuaciones (16) a (19) nos permiten pronosticar las utilidades netas y por tanto la evolución de los fondos de accionistas. Combinando la ecuación (10) y la ecuación (11) y fijando otros ingresos y costos en cero, el cambio en los fondos de los accionistas está dado por:

$$(20) \quad \begin{aligned} \Delta SF_t &= \theta \cdot \max[0; (CFA_t - CFL_t - WR_t)] \\ &= \min[0; (CFA_t - CFL_t - WR_t)] \end{aligned}$$

Mientras los fondos de accionistas cambian en línea con los cargos por pérdidas y el ingreso, los activos variarán solo en línea con los cargos por pérdidas (como se muestra en la ecuación (16)). Dado el supuesto 4, esto implica que:

$$(21) \quad \Delta FVL_t = \Delta L_t = \Delta \bar{A}_t - \Delta SF_t = -WR_t - \Delta SF_t$$

### III. PRUEBAS DE TENSION DE LOS RIESGOS DE CRÉDITO Y DE TASA DE INTERÉS PARA UN BANCO ESTILIZADO

El marco teórico delineado es suficientemente flexible para acomodar modelos de riesgo de crédito y de tasa de interés estándares siempre y cuando los diferentes bloques de construcción sean consistentes mutuamente. Es esencial que las correlaciones subyacentes sean capturadas, entre las PD de clases diferentes de activos y entre las PD y la curva de rendimiento libre de riesgo. Antes de ir a los resultados en la sección IV, esta sección describe nuestra estrategia empírica y la composición del balance general del banco hipotético usado en el análisis.

## 1. El banco hipotético

Como un ejemplo para este trabajo, construimos un banco hipotético con un balance general estilizado con cinco clases de activos, tres clases de pasivos, fondos de accionistas y *swaps* de tasas de interés como cuentas de orden (ver cuadro A.1 en el anexo). Asignamos los activos, pasivos y cuentas de orden en cinco períodos de revalorización y nos referimos al descalce de revalorización entre ellos como las brechas de sensibilidad a la tasa de interés. En nuestro ejemplo, nos restringimos solo a exposiciones domésticas. Esto reduce de manera dramática el número de conductores de riesgo sistemático sin cambiar los principales hallazgos de este trabajo.

Si bien nuestro balance general es una construcción hipotética, nos aseguramos que los fondos de accionistas, rentabilidad (en términos de retorno sobre las acciones y los activos), el coeficiente costo-ingreso y la brecha de sensibilidad de la tasa de interés se ajusten más o menos a un banco comercial real.

## 2. La estructura a plazos de tasas de interés libre de riesgo

Usamos un modelo de estructura a plazos de Diebold *et al.* (2006) con tres factores latentes y tres variables macroeconómicas observables y lo aplicamos a las tasas de interés del Reino Unido con vencimientos desde tres meses a 10 años, extraídas del conjunto de observaciones de la curva de rendimiento del Banco de Inglaterra.<sup>18</sup> Los datos de la curva de rendimiento son estimados ajustando un *spline* a través de tasas repo de garantías generales y bonos de gobierno convencionales. En forma de vector, el sistema espacio de estado del vector de las variables latentes y observables,  $f_t$ , está dado por el vector autorregresivo de orden uno:

$$(22) \quad f_t - \mu = \Phi(f_{t-1} - \mu) + \eta_t$$

Los tres factores latentes  $f_{1:3}$  tienen la interpretación usual como el nivel, la pendiente y la curvatura de la curva de rendimiento. El vector de rendimientos,  $y_t$ , con vencimientos diferentes está relacionado con los factores macro latentes y observables dado por:

<sup>18</sup> Estamos muy agradecidos con Chris Kubelec, quien había estimado este modelo usando datos mensuales entre 1986 y 2005. Ver Anderson y Sleath (1999) para el método de extracción de datos.

$$(23) \quad y_t = \Gamma f_{1:3,t} + \varepsilon_t$$

donde  $\Gamma$  contiene un parámetro libre y se supone que los rendimientos solamente se ven afectados por los tres factores latentes. Así, se imponen restricciones apropiadas de cero sobre  $\Gamma$ . Las distorsiones de transición y de medición se suponen ortogonales unos a otros con:

$$(24) \quad \begin{pmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \Delta & 0 \\ 0 & \Pi \end{bmatrix} \right);$$

mientras  $\Delta$  no es restringida,  $\Pi$  es diagonal y por tanto las innovaciones entre rendimientos se supone que son independientes. Las tres variables macroeconómicas observadas son la brecha del producto, la inflación y la tasa del banco.

El modelo de estructura a plazos estimado nos permite pronosticar las curvas de rendimiento libre de riesgo entre vencimientos hasta diez años, condicional a un escenario macro dado. La tasa Libor entonces se pronostica con el supuesto de un margen constante sobre la estructura de plazos libre de riesgo de 30 puntos base. En la sección VI.3 relajaremos este supuesto vinculando el acceso del banco al mercado interbancario a su calificación.

### 3. Modelación de las PD y LGD para clases de activos diferentes

También se ha entendido que los factores macroeconómicos son conductores importantes del riesgo de crédito (para una visión general ver Duffie y Singleton, 2003). En contraste a la mayoría de modelos de riesgo de crédito, nuestro enfoque adoptado tiene el beneficio de que modela explícitamente la interacción entre los conductores del riesgo sistemático de los riesgos de crédito y de la tasa de interés como factores macroeconómicos. Esto nos permite emprender un análisis de escenario y simular el valor económico así como la suficiencia de capital en condiciones económicas normales y altamente adversas.

Para capturar la interacción entre choques macroeconómicos y riesgo de crédito, construimos sobre un modelo PD descrito en Bunn *et al.* (2005).<sup>19</sup> Está basado en modelos que vinculan

<sup>19</sup> Todos los coeficientes se informan en Bunn *et al.* (2005). Los modelos para las PD de los sectores corporativo y de hogares fueron originalmente



probabilidades de incumplimiento agregadas con variables macroeconómicas.

La probabilidad corporativa de incumplimiento está modelada como una función de sus propios valores rezagados, crecimiento del PIB, apalancamiento del ingreso corporativo, cambio en los valores del capital de propiedad comercial, cambio en las tasas de interés reales, y el coeficiente de la deuda neta del PNFC con respecto al PIB nominal. De igual manera, la probabilidad de incumplimiento sobre los préstamos hipotecarios está modelada como una función del apalancamiento del ingreso hipotecario, desempleo, acciones de vivienda no utilizadas y el coeficiente entre préstamos y valor (LTV) de los primeros compradores. Finalmente, la probabilidad de incumplimiento en préstamos de tarjetas de crédito es modelada como una función del ingreso familiar apalancado y el número de saldos de crédito activos.

Para todos los tipos de préstamos de hogares y corporativos, se encuentra que el apalancamiento del ingreso, una medida de la facilidad con la cual los hogares y las firmas pueden cubrir las obligaciones del servicio de la deuda, es un conductor importante de la probabilidad de incumplimiento. El apalancamiento del ingreso es, a su vez, altamente sensible a cambios en las tasas de interés. Esto implica que las tasas de interés (no esperadas) no solo podrían afectar a las utilidades netas a través de la brecha de sensibilidad de la tasa de interés sino también a través del riesgo de incumplimiento de los prestatarios. El PIB y el desempleo son variables explicativas significativas adicionales. La probabilidad de incumplimiento de los préstamos corporativos e hipotecarios también se encuentra afectada por los precios de las propiedades comerciales y residenciales, respectivamente.

En nuestra simulación principal, suponemos que la LGD es fija y no cambia en el escenario de tensión. Ligeramente peor que las cifras promedio sugeridas por la industria, suponemos que la LGD en los préstamos interbancarios es 40%, la LGD en préstamos hipotecarios es de 30%, la LGD en las tarjetas de crédito es 80% y la LDG en préstamos corporativos es 60%. En la sección VI.2 consideramos el impacto de LGD crecientes en condiciones de tensión.

---

desarrollados por Benito *et al.* (2001), pero un trabajo más amplio fue llevado a cabo por Whitley y Windram (2003), Bunn y Young (2004) y Whitley *et al.* (2004).

#### 4. Fijación de precios

En la sección II.1 proponemos una estructura de valoración neutral al riesgo para derivar las tasas de cupón que no observamos. Es bien conocido que no existe un mapeo simple de las PD actuales, las cuales simulamos, a las PD neutrales al riesgo que requerimos para la fijación de precios (ver por ejemplo Duffie y Singleton, 2003). De acuerdo con Driessen (2005), la literatura ha empezado a analizar este problema de manera empírica. En lugar de un componente aditivo, Driessen define la prima de riesgo de incumplimiento como el cociente entre el riesgo neutral y las actuales PD.<sup>20</sup>

Driessen (2005) encuentra una prima de riesgo de incumplimiento promedio de 2.31 extrayendo las PD neutrales al riesgo de los bonos y las compara con los promedios de largo plazo de los datos de las calificaciones tomando en cuenta los efectos de liquidez y de impuestos. Aun si es económicamente relevante, esta evidencia estadística no es concluyente. Otros dos trabajos utilizan datos de *swaps* de crédito incumplidos para derivar el riesgo neutral y el Moody's KMV para derivar las actuales PD: Berndt *et al.* (2005) encontraron la prima de riesgo de incumplimiento entre 1.5 y 4, y Saita (2006) estima un rango de 1 – 3.5. En línea con estos trabajos, Amato y Luisi (2006) muestran que bonos con altas tasas conllevan una prima de riesgo mayor. También descubren que la prima de riesgo de incumplimiento es contracíclica y varía de manera amplia.

Es difícil derivar conclusiones firmes a partir de la literatura. Y dado que el núcleo de nuestro marco es evaluar el riesgo de los bancos que están sujetos al riesgo de crédito y de tasa de interés correlacionados, un modelo explícito de la prima de riesgo va más allá del alcance de este trabajo. En todas nuestras simulaciones, por tanto, suponemos que la prima de riesgo de incumplimiento es estable en el tiempo e igual a la unidad, esto es las PD neutrales al riesgo iguales a las verdaderas PD. Esto está en la parte final más baja del rango que se informa en la literatura empírica. Pero puede ser un razonable punto de partida dado que: *i*) la prima de riesgo de incumplimiento cae con calificaciones muy bajas y que las exposiciones de los bancos son en promedio más riesgosas que los bonos considerados en los estudios anteriores; y *ii*) este supuesto quizás introduce un sesgo a la baja en el ingreso por interés neto del banco en tanto usamos

<sup>20</sup> Por ejemplo, Saita (2006) estima la verdadera PD de un año para Xerox, en diciembre del 2000 fue de 4.8% mientras extrae 13% como la PD neutral al riesgo de un año. Esto implica una prima de riesgo de incumplimiento de 2.7.

tasas de cupón muy bajas.<sup>21</sup> Por lo tanto, nuestras condiciones de valor económico y suficiencia de capital son más probables de ser quebrantadas en línea con un enfoque conservador del manejo del riesgo.

## 5. Modelación de pasivos

Como se discutió en el marco, es bien conocido que las tasas de depósitos para clientes de corto plazo se encuentran generalmente por debajo de la tasa de interés libre de riesgo. Mientras una racionalización económica de los márgenes negativos puede encontrarse para vencimientos de corto plazo, no es convincente para los vencimientos de mediano y largo plazos. Suponemos que mientras aumenta el tiempo para revalorizar, el interés pagado por el banco en los depósitos converge gradualmente a la tasa de interés libre de riesgo. Modelamos la tasa de depósito en los depósitos de hogares con una cuarta parte para revalorizar al 2% debajo de la tasa del banco; y, la tasa de depósito corporativo al 1% por debajo de la tasa Libor. Se supone entonces que los márgenes negativos disminuyen linealmente a cero en el cuarto trimestre.

Para la mayoría de nuestras simulaciones suponemos que todos los pasivos del banco hipotético se encuentran bajo la forma de depósitos y préstamos interbancarios. En la sección VI.3, modificamos la cartera del banco hipotético introduciendo instrumentos de deuda. Los instrumentos de deuda deben ser valorizados de acuerdo con las fórmulas (1) – (4), tomando en cuenta el riesgo de crédito del propio banco. Sin embargo, existe un problema de circularidad en tanto el riesgo del propio banco depende, *inter alia*, del diferencial que el banco paga en sus instrumentos de deuda, el cual a su vez depende del riesgo de crédito del propio banco.

Por lo tanto, usamos un método indirecto: empezando con una calificación inicial (A+), pronosticamos la evolución de esta calificación aplicando un modelo de calificación similar a Blume *et al.* (1998). Este modelo es un modelo *probit* ordenado que predice las calificaciones basadas en factores que pueden ser

<sup>21</sup> Esto es porque un monto muy grande de pasivos en lugar de activos no conllevan diferenciales de crédito (positivos), ver sección III.5. Además, para analizar la sensibilidad de nuestros resultados, evaluamos que el impacto de la prima de riesgo de incumplimiento es mayor que uno. En todos los casos, la ganancia de interés neta se desplaza hacia arriba de una manera paralela sin afectar cualquiera de los resultados clave del estudio. Por lo tanto, no incluimos estos resultados pero están disponibles a petición.

pronosticadas por nuestro marco tales como la suficiencia de capital, utilidades antes de impuestos y cargos por pérdidas, cargos por pérdidas relacionadas con utilidades de interés netas, relación costo-ingreso, tasas de interés, tamaño del banco, PIB, y el país.<sup>22</sup> Entonces, acotamos las calificaciones a los márgenes, los cuales se obtienen a partir de la estructura a plazos del diferencial de crédito promedio de los bonos corporativos en libras esterlinas entre el período 2003-2006 por categoría de calificación (ver gráfica A.II, Panel A en el anexo). Usamos márgenes corporativos en tanto no observamos márgenes específicos bancarios suficientes para todas las calificaciones en el Reino Unido.

## **6. Modelación del interés sensible a las cuentas de orden**

También consideramos cómo usa el banco las cuentas de orden para administrar su exposición al riesgo de tasa de interés.<sup>23</sup> Por ejemplo, nuestro banco hipotético (ver cuadro A.1, anexo 3) utiliza derivados de tasas de interés para disminuir su exposición a aumentos en las tasas de interés de corto plazo. Por lo tanto, el banco tiene una brecha de sensibilidad de la tasa de interés en el período de cero a tres meses que el implicado por sus exposiciones en la hoja de balance.

A fin de capturar cómo la estrategia de cobertura del banco modifica la brecha de sensibilidad de la tasa de interés, simplemente suponemos que una posición de la hoja de balance neta positiva (negativa) en un determinado período revalorizado, aumenta (disminuye) los activos del banco en ese período y que el banco recibe (paga) una tasa de cupón libre de riesgo. Esto es equivalente a suponer que el riesgo de contraparte es eliminado de manera costosa por una cámara de compensación. Por lo tanto, suponemos que no existe riesgo de contraparte para los derivados de tasas de interés y los modelamos como instrumentos libres de riesgo.

## **7. Calibración de la condición 2**

Durante la simulación, suponemos que el capital puede aproximarse mediante los fondos de los accionistas, para los

<sup>22</sup> Los resultados de la estimación se encuentran disponibles a petición.

<sup>23</sup> Por simplicidad, suponemos que nuestro banco hipotético no se involucra en cualquier otra actividad de cuentas de orden tales como la compra y venta de derivados de crédito.

cuales el requerimiento de capital mínimo actual en relación a los activos ponderados por riesgo es de 4%. Por lo tanto, establecemos 4% como nuestro umbral  $k$ . Para la condición 2a, establecemos las siguientes ponderaciones de riesgo constantes: 0.5 para préstamos interbancarios, 0.35 para préstamos hipotecarios, 0.75 para préstamos no garantizados y 1 para préstamos corporativos.

## 8. Predicción de los factores del riesgo sistemático

Para pronosticar las PD y curvas de rendimiento, necesitamos un modelo que pronostique y capture la correlación de los factores del riesgo a través del tiempo. En lugar de utilizar un modelo macro VAR que ha sido usado en la literatura (ver Pesaran *et al.*, 2006), utilizamos el modelo macro del Banco de Inglaterra. Esto nos permite usar las predicciones del Informe de Inflación (*Inflation Report*) del Banco de Inglaterra como el escenario de referencia.

Como se mencionó, es necesario considerar la estabilidad del banco en el corto y mediano así como en el largo plazo. Escogemos que el mediano plazo sea de 3 años. Para un escenario macro determinado, pronosticamos la dinámica de la macroeconomía y la acotamos dentro de las predicciones de las PD durante los próximos tres años usando los modelos expuestos en la sección III.3.<sup>24</sup>

## 9. Los escenarios

Seguimos a Bunn *et al.* (2005) y analizamos la combinación de estos tres choques originalmente usados por el programa de evaluación de estabilidad financiera (*Financial Stability Assessment Program*, FSAP) del FMI en el 2002: un 12% de disminución en los precios de las propiedades residenciales y comerciales del Reino Unido, un 1.5% de aumento no anticipado en el crecimiento de las utilidades promedio del Reino Unido y un 15% de cargo por pérdidas no anticipada en el tipo de cambio de la libra esterlina ponderado por el comercio. Los escenarios

<sup>24</sup> Después del tercer año, suponemos que la probabilidad de incumplimiento de cada clase de activo se revierte a su nivel de largo plazo durante los siguientes diez años. La probabilidad trimestral de incumplimiento en bonos corporativos se revierte así a 0.35%, en préstamos hipotecarios a 0.70% y en tarjetas de crédito a 0.61%. Estos supuestos no van a ser fuertemente decisivos para los resultados presentados en la sección siguiente. Los resultados de la pueba de sensibilidad puede ser proporcionado por los autores a petición.

individuales se describen en el anexo 1. Todos nuestros escenarios se estiman a partir del primer trimestre del 2005 y se pronostican en un horizonte de tres años. Como escenario de caso de referencia, usamos las proyecciones del Informe de Inflación del Banco de Inglaterra, de febrero del 2005, donde las tasas de interés se suponen siguen la curva *forward* de mercado (ver Bank of England, 2005). Cuando estimamos la combinación de choques a través del modelo macro, no aplicamos juicio alguno y simplemente aplicamos los choques de manera mecánica. Como se verá más adelante, y en el corazón de este trabajo, la variable macroeconómica clave es la tasa de interés. Por lo tanto, la modelación de la reacción de la política monetaria al choque inicial es importante. En línea con las prácticas de pruebas de tensión macro generales, suponemos una regla de Taylor mecánica.<sup>25</sup>

#### IV. RESULTADOS

En esta sección medimos el impacto en la línea de base y el escenario de tensión del riesgo de crédito, del riesgo de tasa de interés y su interacción en el valor económico y la suficiencia de capital de nuestro banco representativo durante un horizonte de tres años.

##### 1. Curvas de rendimiento libre de riesgo y de márgenes de crédito

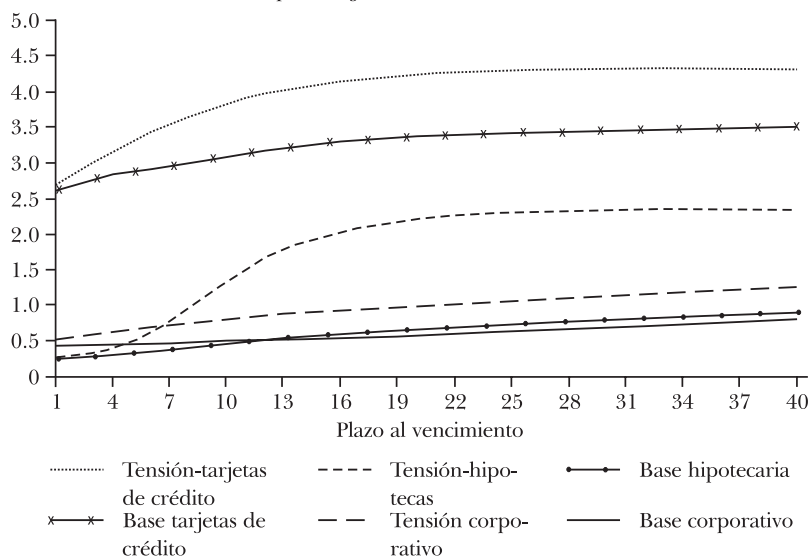
En la gráfica A.I, en el anexo, comparamos la evolución de las curvas de rendimiento libre de riesgo durante los próximos tres años en la línea de base y el escenario de tensión. Mientras en ambos casos, la curva de rendimiento libre de riesgo tiene una pendiente a la baja, como ha sido a menudo en el Reino Unido, el aumento en el nivel que sigue a la tensión es evidente a través de todos los vencimientos. Además, la curva de rendimiento se aplana en el escenario de tensión con el extremo corto de la curva alrededor del 5.5% en el primer trimestre,

<sup>25</sup> Con una regla de Taylor, las tasas de interés son modeladas como una combinación lineal de las desviaciones de la inflación de su tasa objetivo y del producto respecto al producto potencial. Este tratamiento es, por supuesto, no representativo de la manera en la cual el Comité de la Política Monetaria fija las tasas de interés. Como ha sido descrito por el Banco de Inglaterra en otros lugares, los miembros del Comité usan una gama de modelos y juicios en la formación de sus estimaciones.

aumentando constantemente durante los tres años, alcanzando casi el 10% en los tres años después del choque.

La gráfica I muestra las curvas de márgenes de crédito para hipotecas, deuda corporativa y tarjetas de crédito. Las líneas sólidas representan los márgenes después de un trimestre en el caso base; y, las líneas punteadas los márgenes un trimestre después del choque (indicado por 1 en la gráfica A.I). Como las tasas de incumplimiento y las LGD sobre las tarjetas de crédito son altas, los márgenes en los préstamos de tarjetas de crédito son mucho más altos que los préstamos a hogares o empresas. En el caso base, los márgenes en las hipotecas están en línea con las tasas hipotecarias promedio observadas en la actualidad en el mercado. Los márgenes en las empresas se comparan con el diferencial BBB, el cual está ligeramente por encima de la calidad promedio (BB) del cartera corporativo de un banco G10 típico (ver Catarineu-Rabell *et al.*, 2003).

**GRÁFICA I.** CURVAS DE MÁRGENES DE CRÉDITO ANUALIZADAS ANTES Y DESPUÉS DE LA TENSION (en porcentajes)



El mayor incremento en los márgenes en el escenario de tensión ocurre para las hipotecas. Si bien el diferencial en las tarjetas de crédito no aumenta mucho, permanece más alto que el de las hipotecas. El diferencial corporativo es el menos afectado por el choque macroeconómico. La principal razón para el aumento tenue en el diferencial corporativo es consistente con la calidad del crédito relativamente alta de la cartera de

préstamos corporativos del banco y con características del choque escogido.

## **2. Condición 1: la perspectiva del valor económico**

Como se discutió en la sección del marco, la perspectiva del valor económico mide el impacto potencial de largo plazo del choque en el banco. El valor económico neto de nuestro banco hipotético en el escenario de referencia está calibrado en 7.3% del valor facial de los activos. Esto iguala el valor en libros de los activos netos de pasivos y de cuentas de orden. Inmediatamente después de que el choque se cristaliza, el valor económico cae a 5.7%. No obstante de que esto represente 21% de caída, el impacto combinado de largo plazo del riesgo de crédito y de tasa de interés no es lo suficientemente grande como para amenazar la estabilidad del banco hipotético.

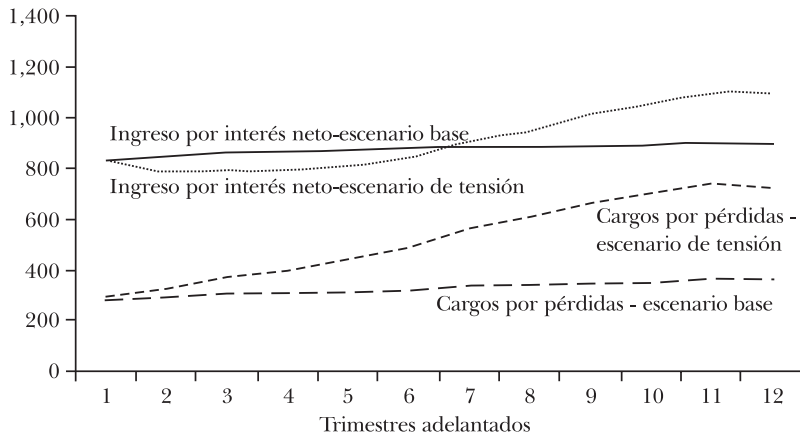
## **3. Condición 2: la perspectiva de suficiencia de capital**

Aún si la condición de valor económico no se quebranta, todavía puede ser el caso de que en el corto o mediano plazo, el banco genere pérdidas, representando una amenaza a su capital. Por esta razón, es importante investigar si la condición 2 es satisfecha, esto es si la suficiencia de capital esperada del banco permanece por encima del mínimo regulatorio en todos los períodos para los próximos tres años.

Como se describió en la sección del marco, la condición 2 depende, *inter alia*, de la evolución de las utilidades netas, de los fondos de los accionistas y de los activos ponderados por riesgo. A su vez, los dos determinantes clave de las utilidades netas son el ingreso por interés neto y los cargos por pérdidas. En línea con Bunn *et al.* (2005), los cargos por pérdidas son significativamente altos en el escenario de tensión y alcanzan un máximo hacia finales del año final (líneas punteadas en la gráfica II). Este aumento en el riesgo de crédito también se refleja en los márgenes de crédito crecientes en la gráfica I. Sin embargo, el valle en las utilidades netas del banco en el escenario de tensión ocurre después de dos años. Esto es porque el ingreso por interés neto al inicio cae ligeramente, debido a un aumento en los incumplimientos de los prestatarios así como a la compresión del margen entre las tasas de interés de préstamos de corto y largo plazo (líneas sólidas en la gráfica II). Pero, después de un año y medio, el ingreso por interés neto empieza a aumentar. Esto sigue la revalorización gradual de los activos, lo que refleja



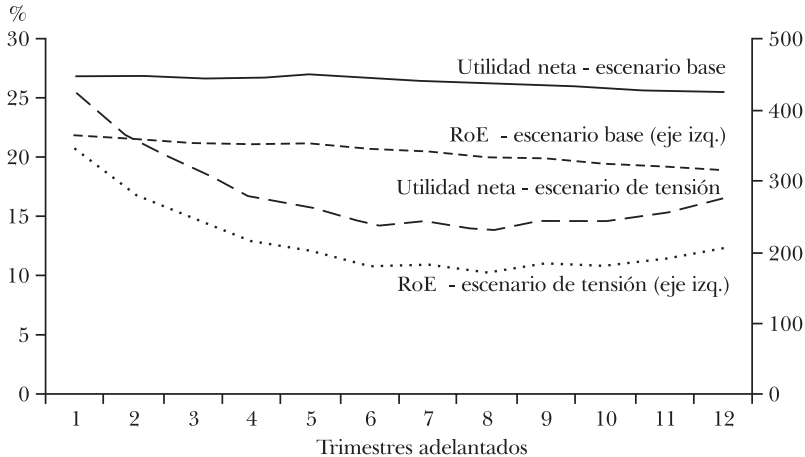
**GRÁFICA II.** EVOLUCIÓN DEL INGRESO POR INTERÉS NETO Y DE LOS CARGOS POR PÉRDIDAS TRIMESTRALES



el riesgo de crédito mayor en el escenario de tensión.<sup>26</sup>

El impacto combinado de los cargos por pérdidas y del ingreso por interés neto implica que las utilidades netas caen en más del 50% en el octavo trimestre, pero luego empiezan a recuperarse (gráfica III). Como se presenta con más detalle en la próxima sección, resulta claro a partir de la gráfica III que el riesgo de

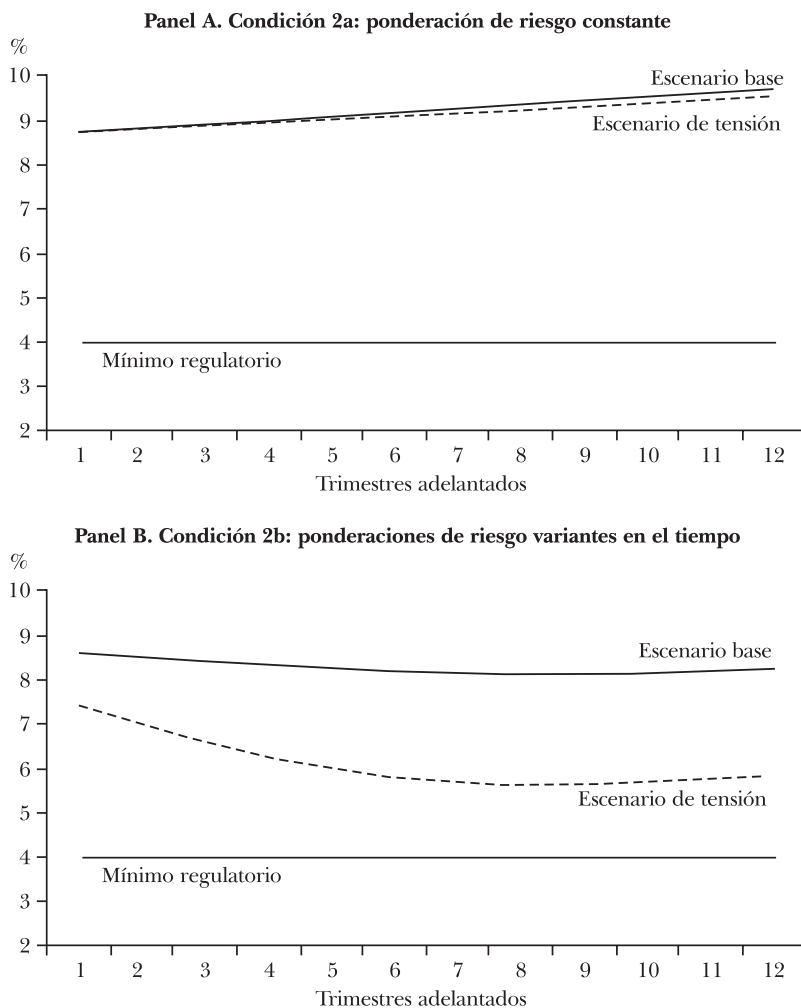
**GRÁFICA III.** EVOLUCIÓN DE LAS UTILIDADES NETAS ANUALIZADAS Y EL RENDIMIENTO SOBRE ACCIONES POR TRIMESTRE (RoE)



<sup>26</sup> Observe que estamos suponiendo que el banco puede traducir totalmente el aumento en las PD en la prima que recarga sobre los prestatarios, y que un aumento en la prima no afecta los cargos por pérdidas ni los atrasos. Analizamos la sensibilidad de estos resultados de este supuesto en la sección VI.1.

tasa de interés y de crédito tienen que ser evaluados de manera conjunta. En el caso de que un banco solo se enfoque en el riesgo de crédito mediante el análisis de los cargos por pérdidas, subestimaría los riesgos en el corto plazo cuando la compresión del margen que sigue a un aumento en las tasas de interés disminuye el ingreso por interés neto y por tanto aún más a las utilidades, y las sobreestimaría en el largo plazo, cuando el ingreso por interés neto empieza a recuperarse aún si los cargos por pérdidas continúan su aumento.

**GRÁFICA IV. FONDOS DE ACCIONISTAS COMO UNA PROPORCIÓN DE LOS ACTIVOS PONDERADOS POR RIESGO - CONDICIÓN 2**



El impacto del choque también puede resumirse en términos del rendimiento sobre el patrimonio (RoE) como se ilustró en la gráfica III (línea punteada).<sup>27</sup> Comparado con el RoE inicial de alrededor de 20% en el escenario de referencia, el choque casi divide en dos el RoE del banco en el peor trimestre, dos años después del choque. Pero, también es evidente que el banco permanece rentable en cada trimestre durante un horizonte de tres años. Dado nuestro supuesto de que las utilidades después de impuestos y dividendos son retenidas como capital, los fondos de accionistas aumentan en cada trimestre. Y dado que según el enfoque estandarizado las ponderaciones de riesgo no se ajustan a la disminución en la calidad del crédito, la condición 2a mejora en ambos escenarios como se muestra en la gráfica IV, Panel A.

Al contrario, con el enfoque interno, el aumento en los fondos de accionistas es más que compensado por el incremento en las ponderaciones de riesgo, lo que refleja el aumento en el riesgo de crédito (gráfica IV, Panel B). Sin embargo, la caída general no amenaza la estabilidad del banco en tanto la relación del capital permanece por encima del mínimo regulatorio. Así como la condición 2a, la condición 2b es por lo tanto satisfecha en todos los períodos.

En general, podemos concluir que independientemente de si analizamos indicadores de corto o de largo plazo desarrollados en este estudio, el choque debilitaría nuestro banco hipotético pero no amenazaría su estabilidad.

## V. INTEGRACIÓN DE LOS RIESGOS DE INTERÉS Y DE CRÉDITO

Dado que los riesgos de tasa de interés y de crédito están intrínsecamente relacionados, esta sección investiga cuál riesgo es el principal conductor de la caída en las utilidades en el escenario de tensión. Para hacerlo, descomponemos el impacto del choque en tres elementos:

- A. El impacto del riesgo de crédito de factores diferentes de la tasa de interés.
- B. El impacto del riesgo de tasa de interés pero excluyendo el

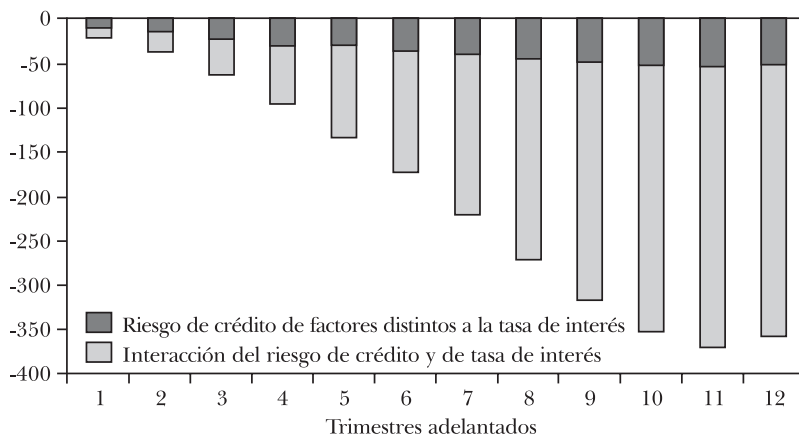
<sup>27</sup> El RoE disminuye ligeramente en el tiempo en el escenario de referencia sobretodo debido a que los cargos por pérdidas se pronostican para que aumenten ligeramente a partir de su bajo nivel inicial. Además, las ganancias retenidas positivas también aumentan el denominador del RoE.

efecto de los cambios en las tasas de interés sobre el riesgo de crédito.

### C. El impacto de la interacción del riesgo de crédito y del riesgo de tasa de interés.

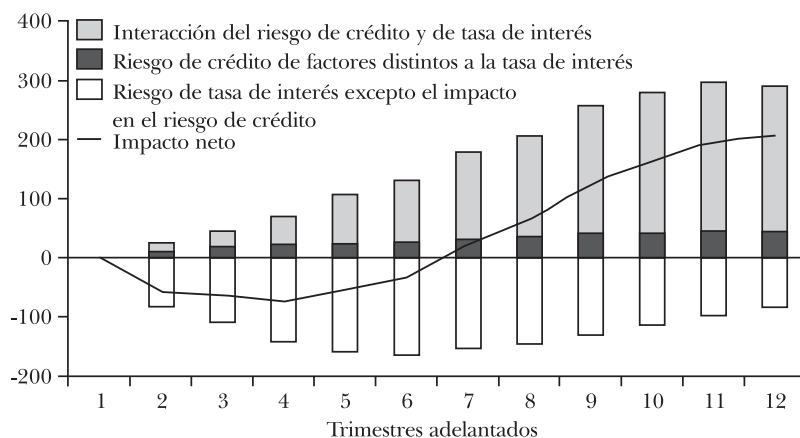
Para evaluar (A), calculamos las PD condicionales a todos los factores de riesgo sistemático, cambiando a sus niveles de tensión, en tanto las tasas de interés permanecen en su nivel de escenario de referencia. Por lo tanto, (A) destaca la importancia de todos los factores no directos de tasa de interés. (B) es similar a los análisis de sensibilidad de interés estimados por los bancos. Como se expuso previamente, estas pruebas analizan los desplazamientos (a menudo solo los paralelos) en la curva de rendimientos pero ignoran cualquier implicación que pueden tener en el riesgo de crédito. (C) se calcula como la diferencia entre el impacto del choque global, como se describió en la sección previa, y el impacto combinado de (A) y (B). Los resultados se ilustran en las gráficas V-VII.

**GRÁFICA V. IMPACTO EN LOS CARGOS POR PÉRDIDAS**



NOTA: La escala es invertida para permitir visualmente la suma de cargos por pérdidas y de el ingreso por interés neto.

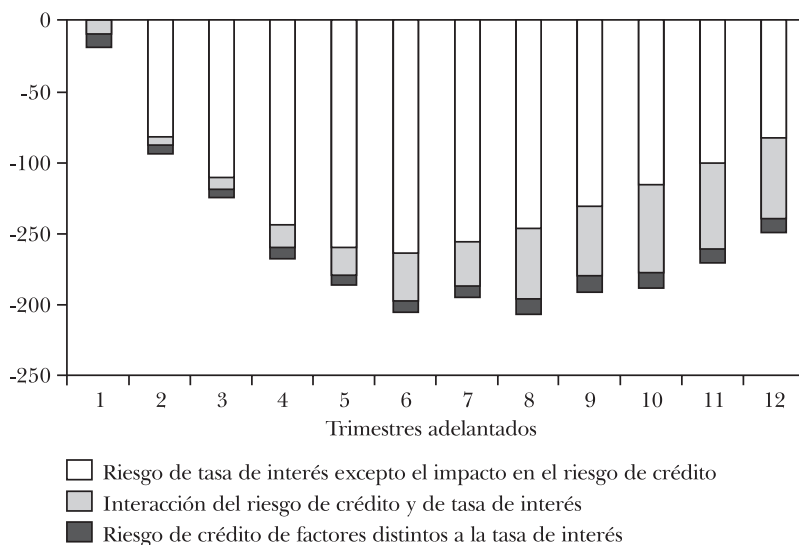
En la gráfica V mostramos que en comparación con otros factores macroeconómicos, las tasas de interés son los conductores clave del aumento en el riesgo de crédito en nuestro escenario. La gráfica VI descompone los efectos complejos de los riesgos de tasa de interés y de crédito sobre el ingreso por interés neto. Como lo sugiere el análisis de brecha, “el riesgo de tasa de interés puro” disminuye el ingreso por interés neto en tanto los

**GRÁFICA VI. IMPACTO EN EL INGRESO POR INTERÉS NETO**

márgenes se comprimen (área sombreada en la gráfica VI).<sup>28</sup> Sin embargo, “el riesgo de tasa de interés puro” no toma en cuenta el impacto de las tasas de interés sobre la calidad del crédito ni la interacción entre las tasas de interés y otros conductores del riesgo de crédito en un escenario de tensión. Como ya se discutió, el aumento en el riesgo de crédito tiene dos efectos opuestos en el ingreso por interés neto. Por un lado, altas cargas por pérdidas disminuyen el ingreso por interés neto en tanto los prestatarios incumplen en los pagos de cupones y las exposiciones del banco disminuyen en el tiempo. Por el otro lado, existe un impacto positivo del riesgo de crédito sobre el ingreso por interés neto porque, en el tiempo, los bancos ajustan el diferencial de crédito en los préstamos que son revalorizados.

A partir del análisis del impacto global en las utilidades (gráfica VII), es evidente que en nuestro escenario el aumento en las tasas de interés es la principal causa de la caída en las utilidades netas en tanto conduce a la disminución en los márgenes netos y el aumento en los cargos por pérdidas. Pero, más importante, las gráficas V a VII muestran claramente por qué los

<sup>28</sup> Aún si la ganancia de interés neta cae en el primer trimestre debido a algunos préstamos incumplidos, este efecto es despreciable. Pero el impacto pequeño en la ganancia de interés neta en este trimestre está conducido por nuestro supuesto de que el vencimiento revalorizado más corto es de 3 meses entre todas las clases de activos y pasivos. Los vencimientos más cortos tales como los depósitos bancarios *overnight* conducirían a una disminución grande en la ganancia de interés neta en el primer trimestre pero no cambiaría el resto del análisis.

**GRÁFICA VII. IMPACTO EN LAS UTILIDADES NETAS**

riesgos de crédito y de tasa de interés tienen que ser evaluados conjunta y simultáneamente para la cartera en su totalidad. En nuestro escenario de tensión, si el banco solo se enfoca en el impacto del riesgo de crédito sobre los cargos por pérdidas (gráfica V) sin tomar en cuenta el ingreso por interés neto, como es a menudo el caso para el análisis de la prueba de tensión estándar, sobreestimaría el impacto negativo global del escenario en las utilidades netas en alrededor de 25%. De manera interesante, los efectos no son simétricos en el tiempo. En el primer año, enfocarse solo en los cargos por pérdidas conduciría a subestimar el impacto negativo sobre las utilidades netas por encima de 50% en tanto la disminución en el ingreso por interés neto (línea continua en la gráfica VI) no es considerada. Sin embargo, en el tercer año, el banco ha revalorizado una gran proporción de sus activos lo que conlleva un aumento en el ingreso por interés neto. Por lo tanto, un banco que se enfoca solo en los cargos por pérdidas ignoraría este efecto positivo y sobreestimaría el impacto negativo en las utilidades netas en cerca de 100% en el tercer año. Al contrario, si el banco evalúa el impacto de las altas tasas de interés en su balance efectuando solo un análisis de sensibilidad basado en su descalce revalorizado (área sombreada en la gráfica VI), subestimaría el impacto negativo del choque en alrededor de 30% durante el período de tres años.

## VI. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

La exposición previa destaca que los efectos de interactuar el riesgo de crédito y de tasa de interés pueden ser significativos. En esta sección, analizamos la sensibilidad de los resultados a algunos de nuestros principales supuestos. En particular, nos enfocamos en tres supuestos que pueden conducir a una subestimación del impacto del choque: márgenes de crédito perfectamente flexibles de hipotecas, LGD constante, y la ausencia de instrumentos de deuda por el lado de los pasivos. La extracción combinada de estos tres supuestos sin incluir acciones de mitigación posibles por parte de la administración del banco debe proporcionar una estimación del caso poco confiable del impacto del choque.<sup>29</sup>

### 1. Diferencial constante en préstamos hipotecarios con tasa variable

En la sección principal, supusimos que los vencimientos de los activos y pasivos coinciden con sus tiempos para su revalorización. Esto implica que cada contrato puede ser reescrito cada vez que un préstamo es revalorizado. Por lo tanto, el banco puede cambiar la tasa de préstamos en las hipotecas con tasa variable, reflejando tanto los cambios en la tasa de interés libre de riesgo y en el riesgo de crédito. Si, de manera más realista, el tiempo para el vencimiento es mayor que el tiempo para revalorizar, dependerá de las características legales del contrato el que los bancos puedan modificar el diferencial de crédito en las hipotecas con tasa variable aún cuando los préstamos sean revalorizados.

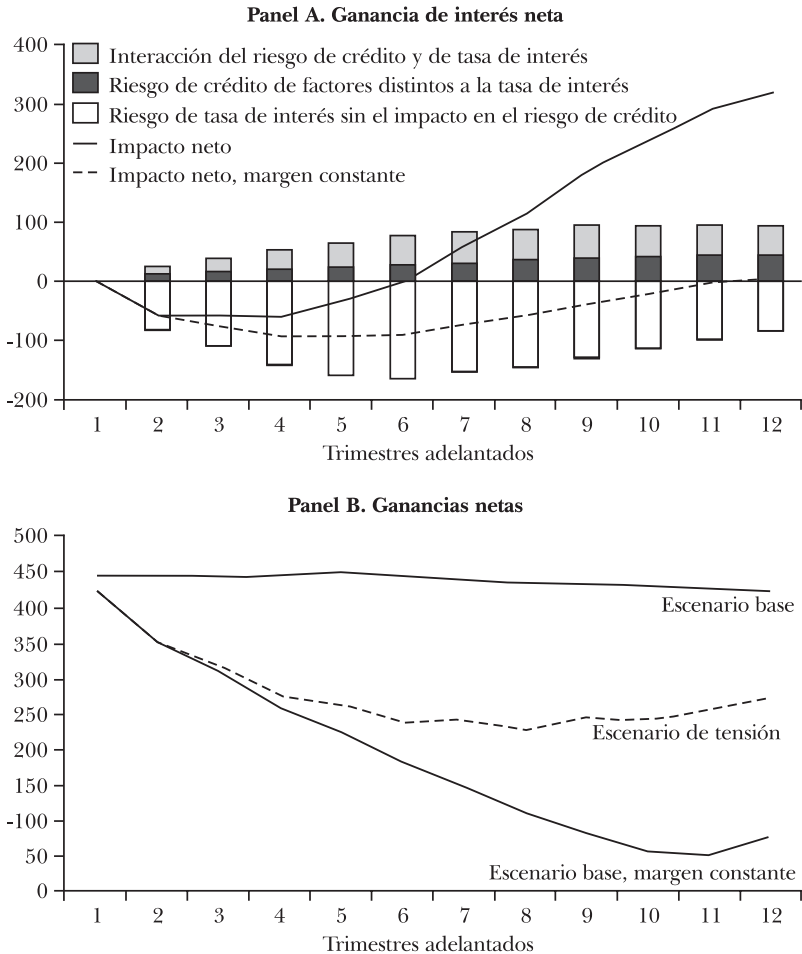
Para analizar cuán sensibles son nuestros resultados al supuesto de márgenes de crédito perfectamente flexibles, consideramos el caso opuesto. Suponemos que el banco puede ajustar las tasas de hipotecas en línea con las tasas de interés libre de riesgo pero debe mantener un diferencial constante en las hipotecas de tasa variables para los primeros tres años.

Cuando se comparan las líneas quebrada y continua en el

<sup>29</sup> También abordamos pruebas de sensibilidad adicionales. Por ejemplo, cambiamos las características de la hoja de balance del banco hipotético para aumentar la brecha de financiamiento del cliente. También consideramos dividendos pegajosos o una prima de riesgo de incumplimiento mayor que uno. La dirección de estos resultados fue intuitiva y en ningún caso la estabilidad financiera del banco fue amenazada. Estos resultados están disponibles a petición.

Panel A en la gráfica VIII, resulta claro que el ingreso por interés neto se ajusta más lentamente cuando los márgenes se mantienen constantes. Por lo tanto, el ingreso por interés neto es sustancialmente más bajo porque el banco no puede traspasar el mayor riesgo de crédito a los prestatarios. Por lo tanto, las utilidades netas del banco caen de manera brusca y por un tiempo más largo, hasta alcanzar un mínimo de alrededor de 50 en el onceavo trimestre (Panel B en la gráfica VIII). Sin embargo, el banco continúa realizando utilidades netas positivas y satisface el valor económico, así como ambas condiciones de suficiencia de capital. En el evento de ponderaciones de riesgo

**GRÁFICA VIII. GANANCIAS NETAS E INGRESO POR INTERÉS NETO CON DIFERENCIAL DE CRÉDITO CONSTANTE EN LAS HIPOTECAS VARIABLES**





variantes en el tiempo, la suficiencia de capital siempre permanece por encima de 5.5%. Este resultado destaca que, aun cuando las características del riesgo en términos de las dinámicas de las PD y LGD permanecen iguales, las características de revalorización de las exposiciones pueden tener un impacto sustancial en la fortaleza de un banco.

## 2. LGD cíclica

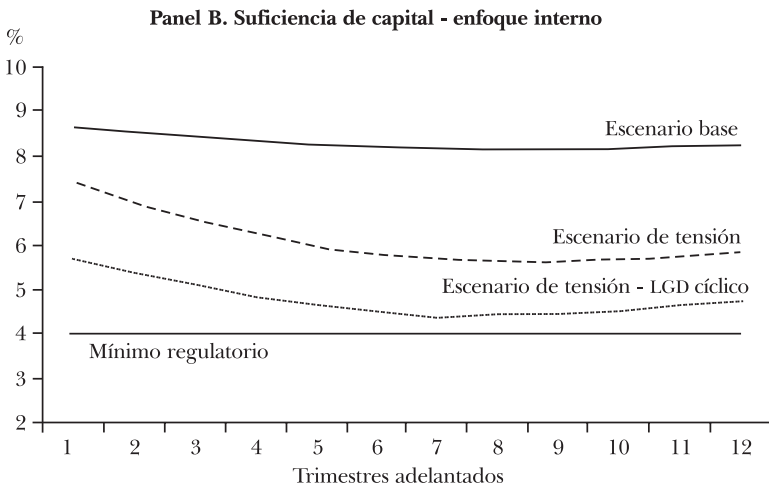
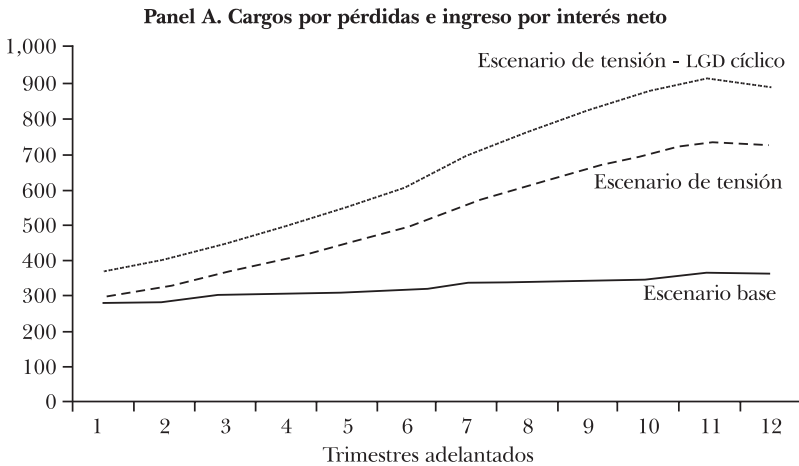
Un libro reciente editado por Altman *et al.* (2005) proporciona fuerte evidencia de que las tasas de recuperación son bajas cuando las tasas de incumplimiento agregadas son altas. Por ejemplo, Schuermann (2005) encuentra que las tasas de recuperación son un tercio más bajas en las recesiones. Frye (2003) sostiene esta evidencia mostrando que la LGD en años de alto incumplimiento, excede la LGD en años de bajo incumplimiento en alrededor de 15 puntos porcentuales.

Aun si empezamos con LGD relativamente altas en la sección principal, suponemos que no cambian en el escenario de tensión. Probamos la sensibilidad de nuestros resultados a este supuesto a través de la disminución de las tasas de recuperación en 15 puntos porcentuales, como lo sugirió Frye. Dado que no es real que las LGD permanezcan en su nuevo nivel más alto por siempre, suponemos que poco a poco se revertirán a sus niveles de referencia durante los siguientes diez años.

Uno de los efectos de las LGD más altas es un aumento en las tasas de descuento y por tanto en el valor económico en la condición de tensión en 24%, pero las condiciones de valor económico permanecen satisfechas. Mayores LGD también implican un aumento significativo en los cargos por pérdidas (Panel A en la gráfica IX).

Si bien los márgenes de crédito aumentan en respuesta a mayores LGD, no compensan por completo los cargos mayores por pérdidas durante el horizonte considerado. El resultado es una caída adicional en las utilidades netas en comparación con las LGD no cíclicas. Sin embargo, las utilidades netas continúan siendo positivas y los fondos de accionistas aumentan en el tiempo. Por lo tanto, el supuesto de la LGD no tiene un impacto material sobre los fondos de los accionistas como una proporción del RWA, según el enfoque de ponderaciones de riesgo constantes. De acuerdo con el enfoque basado en la calificación interna, el RWA debe aumentar y la razón de capital cae a un mínimo de 4.43% (línea punteada en el Panel B de la gráfica IX) versus un mínimo de 5.62% en el caso base (línea continua en el

**GRÁFICA IX. RENTABILIDAD CON LGD CONSTANTE *VERSUS* LGD CRECIENTE**



Panel B de la gráfica IX) o 5.58% con márgenes constantes. Este último es una comparación interesante en tanto las utilidades caen a un mínimo de 50 cuando los márgenes son constantes mientras que permanecen por encima de 200 con LGD cíclicas. Esto es una indicación clara de que mayores LGD *causan daño* al banco dos veces: primero, mayores LGD conducen a mayores pérdidas y por lo tanto una acumulación muy lenta de fondos de accionistas. Segundo, y más relevante, mayores LGD aumentan las ponderaciones de riesgo significativamente y por lo tanto disminuyen los coeficientes de suficiencia de capital para el enfoque interno.

### 3. Inclusión de instrumentos de deuda

En las secciones previas supusimos que todos los pasivos del banco hipotético están bajo la forma de depósitos o préstamos interbancarios. Sin embargo, los instrumentos de deuda usualmente contabilizan una proporción grande de pasivos de los bancos. En esta sección, modificamos la cartera del banco hipotético sustituyendo 50% de los pasivos interbancarios con instrumentos de deuda. La nueva hoja de balance se muestra en el cuadro A.2, en el anexo.

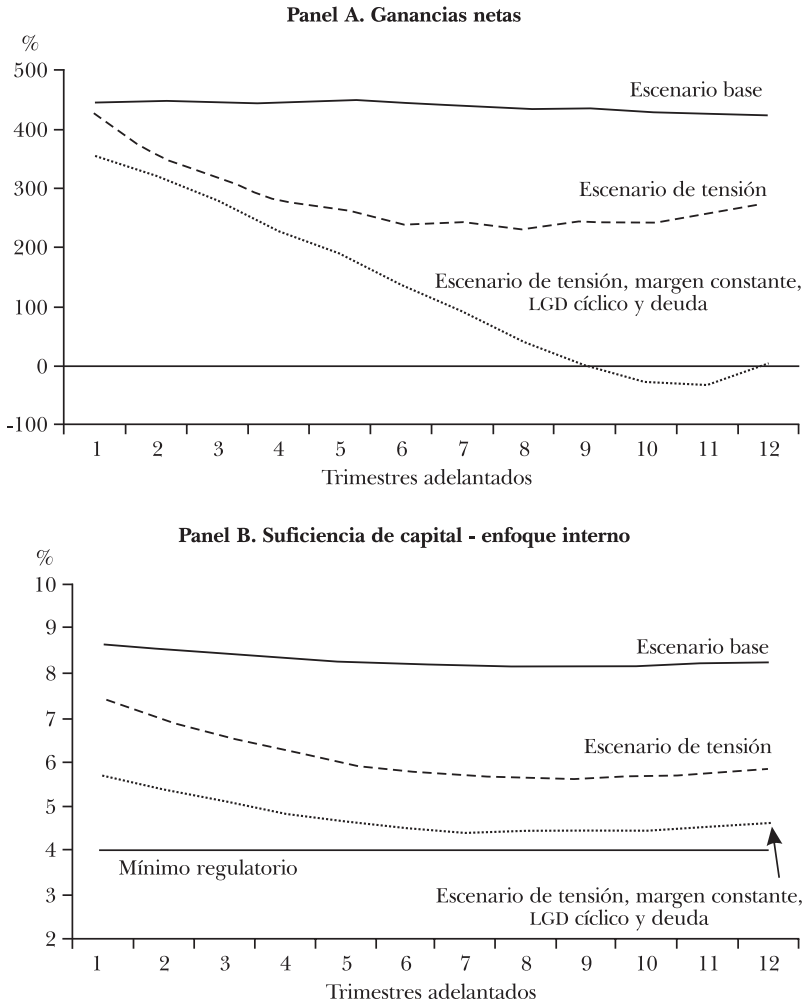
Como se discutió en la sección III.5, los instrumentos de deuda deben ser valorizados de acuerdo con las fórmulas (1) - (4) tomando en cuenta el propio riesgo de crédito del banco. Dada la circularidad entre la propia PD del banco y los costos de la deuda, usamos el método indirecto descrito en la sección III.5 para pronosticar la calificación del banco, la cual a su vez determina el diferencial en los instrumentos de deuda del banco.<sup>30</sup>

Cuando simulamos el banco con sus instrumentos de deuda, encontramos que el ingreso por interés neto y las utilidades netas caen en ambos escenarios de referencia y de tensión en relación con el caso base de la sección IV. Esto no es sorprendente dado que los márgenes en el mercado de deuda son más altos que los del mercado interbancario. De manera más interesante, también encontramos que el deterioro en los coeficientes financieros del banco no es lo suficientemente grande para provocar un descenso (es decir, la calificación del banco no cambia del nivel inicial A+).

Para explorar el peor caso posible del impacto del choque en la hoja de balance del banco, combinamos las tres pruebas de sensibilidad y analizamos un banco con márgenes constantes para hipotecas, LGD cíclicas e instrumentos de deuda pendientes. En comparación con el impacto de tensión en el caso base, las utilidades son significativamente más bajas. Como una consecuencia, el banco obtiene dos veces descensos después del segundo año, lo cual a su vez implica que el banco tiene que pagar márgenes más altos en el mercado de deuda. Con un aumento en el costo de la deuda, el banco no genera pérdidas a través del tercer año (gráfica X, Panel A). Sin embargo, aún en el caso más extremo, el impacto del choque todavía no es lo suficientemente severo para empujar al banco por debajo del umbral de 4% de la

<sup>30</sup> Como se mencionó en la sección II.2.c, también suponemos que si la calificación del banco cae por debajo de BBB-, el banco no tiene más acceso al mercado interbancario. Sin embargo, en nuestro escenario, la calificación del banco siempre permanece por encima de dicho umbral

**GRÁFICA X. RENTABILIDAD Y SUFICIENCIA DE CAPITAL CON DEUDA SUBORDINADA, MÁRGENES CONSTANTES Y LGD CÍCLICA**



suficiencia de capital (gráfica X, Panel B). Es interesante ver que la caída en la suficiencia de capital no es mucho más marcada que cuando solo se considera las LGD cíclicas: la razón de capital cae a un mínimo de 4.39% (línea punteada en el Panel B en la gráfica X) versus un mínimo de 4.43% (línea punteada en el Panel B en la gráfica IX). Esto enfatiza la importancia de los supuestos de las PD y LGD para la suficiencia de capital del banco en el enfoque interno.

Las líneas quebrada y punteada en la gráfica X pueden ser

vistas como un límite más bajo y más alto, respectivamente, del impacto probable del choque. En otras palabras, en todas nuestras pruebas de sensibilidad, el banco obtiene en forma repetida utilidades netas positivas durante el período de predicción y siempre satisface la condición de suficiencia de capital. De igual manera, después de que el choque se cristaliza, el valor económico del banco cae en más del 24% pero siempre permanece positivo. Por lo tanto, podemos concluir que tanto en el corto como en el largo plazo, el impacto combinado del riesgo de crédito y de tasa de interés no es lo suficientemente grande como para amenazar la estabilidad del banco.

## VII. CONCLUSIÓN

Los riesgos de crédito y de tasa de interés son los dos más importantes que enfrentan los bancos comerciales. Y dado que están intrínsecamente relacionados, no pueden ser medidos en forma separada. Sorprende que la mayoría de estudios se enfocan solo en el impacto combinado del riesgo de tasa de interés y del riesgo de incumplimiento sobre los activos. Pero la rentabilidad de un banco y de la riqueza neta no dependen solo del riesgo de incumplimiento de los activos sino también de la calidad del crédito general, los pasivos y las cuentas de orden, así como de las características de revalorización de su balance.

Este estudio propone un marco general para calcular el valor económico de un banco así como su rentabilidad futura y la suficiencia de capital en el tiempo, mediante la evaluación del impacto combinado de los riesgos de crédito y de tasa de interés en las tasas de descuento ajustadas por el riesgo y las contribuciones del flujo de caja a las utilidades. La esencia de nuestro marco es relativamente simple pero al mismo tiempo holístico.

Aplicamos nuestro marco para evaluar el impacto de una tensión grave en el valor económico y la suficiencia de capital de un banco hipotético. Para capturar el impacto combinado del crédito y de las tasas de interés, empleamos un simple enfoque de abajo hacia arriba que los factores macroeconómicos a la curva de rendimiento libre de riesgo y las PD de las empresas y hogares.

Si bien la estabilidad de nuestro banco hipotético no se encuentra amenazada, encontramos que es fundamental evaluar el impacto de los riesgos de tasa de interés y de crédito, conjuntamente, en los activos, pasivos y cuentas de orden. Mostramos que un simple análisis de brecha subestimaré los riesgos de los

bancos. Aun si captura el descalce de revalorización inicial, no tomará en cuenta el fuerte impacto negativo de las tasas de interés en la calidad del crédito de los activos. De modo similar, el enfocarse solo en el riesgo de incumplimiento de los activos, por ejemplo, mediante la proyección de los cargos por pérdidas esperadas, es engañoso. Este tipo de análisis no toma en cuenta los cambios en los márgenes de interés netos causados por variaciones en los márgenes de crédito en activos y pasivos que pueden ocurrir una vez que el cartera del banco es revalorizado.

Los resultados cualitativos de nuestro trabajo son estables a lo largo la gama completa de pruebas de sensibilidad. Sin embargo, mostramos que la ciclicidad de las LGD y el vencimiento de los activos, y por lo tanto la habilidad de un banco para traspasar los riesgos de crédito y de tasa de interés más altos a los clientes, puede ser de gran importancia. Obviamente, la implementación del marco depende de una estructura a plazos libre de riesgo particular y de modelos de riesgo de crédito. Estos son insumos clave para medir el riesgo de un banco. Y destacamos que es importante utilizar modelos consistentes, los cuales capturan la dependencia entre curvas de rendimiento y riesgo de crédito a través de la modelación explícita de los conductores del riesgo sistemático fundamentales. Pensamos que esta es un área donde puede ser interesante emprender un mayor trabajo.

Primero, puede ser útil analizar modelos más desagregados y sofisticados de riesgo de crédito tales como el de Pesaran *et al.* (2006) o modelos de datos de panel de las PD corporativas y de hogares del Reino Unido (ver, por ejemplo, May y Tudela, 2005). Segundo, sería interesante explorar la sensibilidad de las LGD a los factores de riesgo sistemático con mayor profundidad. Aún si la literatura se está expandiendo en esta área, las limitaciones en los datos sobre tasas de recuperación, especialmente para préstamos de bancos del Reino Unido, puede ser un obstáculo potencial. Finalmente, en este estudio, medimos solamente las pérdidas esperadas condicionales, mientras que podría ser útil generar la distribución de pérdida total durante períodos de tensión y para todos los estados del mundo.

Si bien esperamos que dichas extensiones refinarán la importancia exacta del riesgo de crédito versus el riesgo de tasa de interés, pensamos que no alterarán el mensaje principal de este estudio: para una evaluación del riesgo completa es fundamental medir el impacto combinado de los riesgos de tasa de interés y de crédito. Y también es fundamental capturar la cartera en

su totalidad, incluyendo las características de revalorización de los activos, pasivos y cuentas de orden.

## *Anexos*

### **1. Escenarios de tensión**

- Disminución de 12% en los precios de propiedades residenciales y comerciales. Este escenario se supone que resulta de una caída general en la demanda para el flujo de servicios de propiedad. Dado que la vivienda explica la mitad de la riqueza neta de los hogares, la hoja de balance del sector personal se deteriora y el consumo de los hogares se reduce. El producto es más bajo pero el efecto adverso es mucho más pequeño que en el primer escenario.

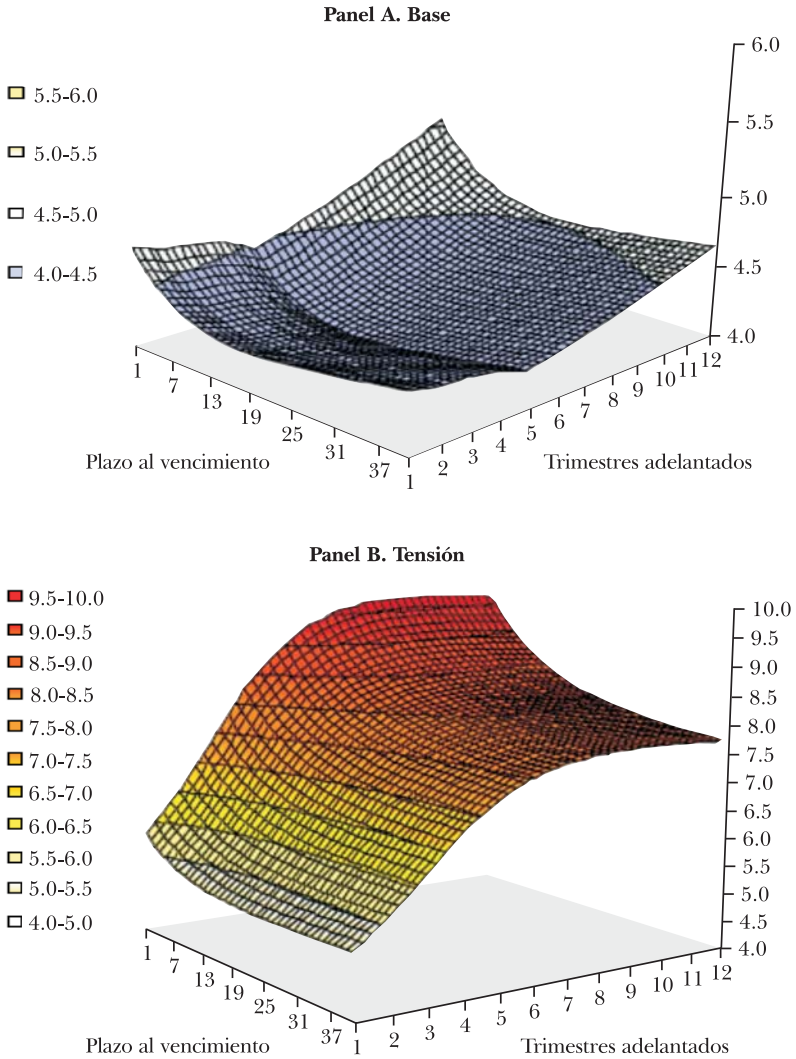
- 1.5 punto porcentual de aumento no anticipado en el crecimiento de las utilidades promedio (lo que refleja un aumento en los salarios de reserva reales). Este choque de oferta impulsa el ingreso personal y el consumo, pero la transmisión a una mayor presión inflacionaria induce un aumento en las tasas de interés oficiales según la regla de Taylor. En general, existe una disminución marginal en el PIB en comparación con el caso referencial.

- Un 15% (inicial) de cargo por pérdidas no anticipada en el tipo de cambio de la libra esterlina ponderada por el comercio. El escenario implica una caída en la demanda por libras debido a un aumento en el riesgo relativo percibido de los activos en libras (en otras palabras, un incremento en la prima de riesgo esterlina). El cargo por pérdidas de la libra esterlina resulta en mayor inflación y, en respuesta, las tasas de interés nominales aumentan según la regla de Taylor. Sin embargo, debido a que los salarios y los precios se ajustan solo en forma gradual, existe un cargo por pérdidas temporal en el tipo de cambio real, el cual a su vez estimula los volúmenes de exportaciones netas.

Además, el FSAP del FMI también considera un choque a los precios de las acciones del mundo debido a una revisión a la baja en las utilidades corporativas, las cuales no incluimos en nuestro ejercicio ya que la regla de Taylor implica una reacción de la política monetaria que compensa algunas de las consecuencias del choque inicial.

## 2. Gráficas adicionales

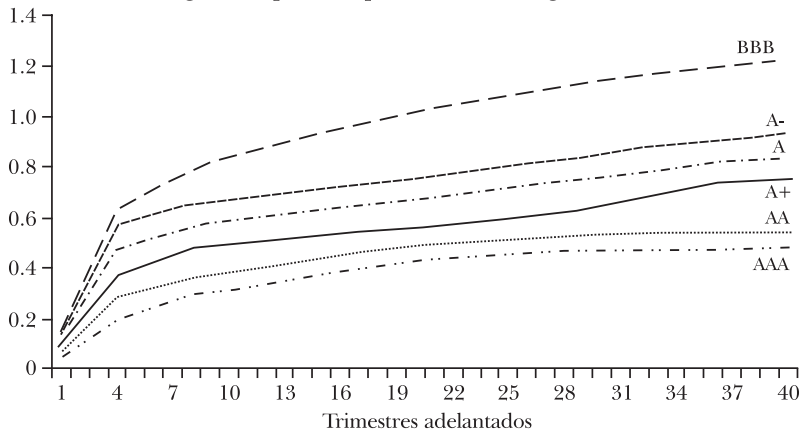
**GRÁFICA A.I.** EVOLUCIÓN DE LA ESTRUCTURA A PLAZOS LIBRE DE RIESGO DURANTE LOS PRÓXIMOS DOCE TRIMESTRES EN EL ESCENARIO BASE Y DE TENSIÓN, RESPECTIVAMENTE



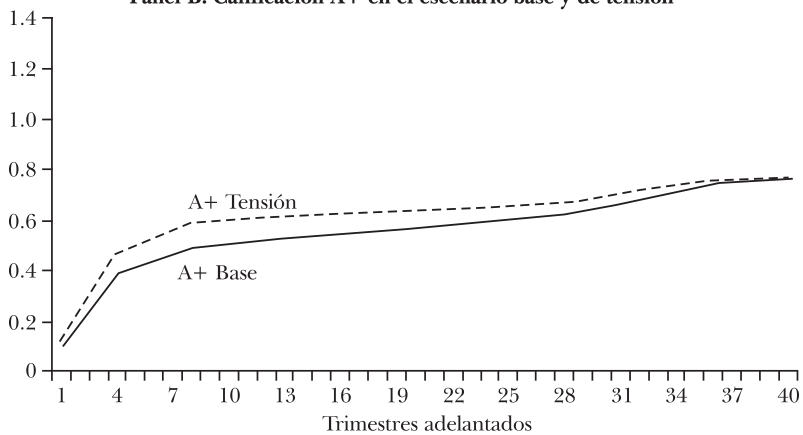


**GRÁFICA A.II. MÁRGENES CORPORATIVOS**

**Panel A. Márgenes corporativos para diferentes categorías de calificación**



**Panel B. Calificación A+ en el escenario base y de tensión<sup>a</sup>**



<sup>a</sup> Suponemos que la LGD en deuda subordinada aumenta proporcionalmente en relación con la LGD corporativa. Luego cae poco a poco hasta alcanzar el diferencial base después de diez años como es usual.

**3. Cuadros adicionales**

CUADRO A. 1. HOJA DE BALANCE DEL BANCO HIPOTÉTICO<sup>a</sup>

	Periodos					Fondos sin intereses devengados	Total
	0-3 meses	3-6 meses	6-12 meses	1-5 años	> 5 años		
<b>Activos</b>							
Préstamos totales y avances a bancos	5.500	1.900	500	100	100	0	8.100
Préstamos totales y avances a clientes	86.900	12.200	5.000	17.800	12.300	0	134.200
Total hogares	44.700	10.500	2.400	10.600	5.600	0	73.900
Hipotecas	24.600	9.800	1.200	7.200	2.400	0	45.200
Hipotecas tasa fija	0	0	1.200	7.200	2.400	0	10.800
Hipotecas tasa variable	24.600	9.800	0	0	0	0	34.400
Tarjetas de crédito + tarjetas de crédito	20.100	800	1.200	3.400	3.200	0	28.700
Total EPNF/IPSFL	42.200	1.600	2.600	7.200	6.700	0	60.300
Letras del Tesoro y otros títulos de deuda	6.700	2.300	2.100	3.400	3.200	0	17.700
Total activos	99.100	16.400	7.600	21.300	15.600	0	160.000
<b>Pasivos</b>							
Total depósitos de bancos	32.300	1.600	600	100	300	0	34.900
Total depósitos a cuentas de clientes	98.000	3.400	4.300	4.300	300	6.000	116.300
Total hogares	49.000	1.700	2.150	2.150	150	3.000	57.000
Total EPNF/IPSFL	49.000	1.700	2.150	2.150	150	3.000	57.000
Fondos de accionistas-acciones						8.800	8.800
Total pasivos (excl. fondos de accionistas)	130.300	5.000	4.900	4.400	600	6.000	151.200
Total pasivos	130.300	5.000	4.900	4.400	600	14.800	160.000
Rubros de cuentas de orden	13.600	-9.800	-1.100	-2.500	2.600		2.800
Brecha de sensibilidad de tasa de interés	-17.600	1.600	1.600	14.400	17.600		

NOTA: Empresas públicas no financieras/Instituciones privadas sin fines de lucro que prestan servicios a hogares (EPNF/IPSFL).

<sup>a</sup> Se supone que todos los activos y pasivos son exposiciones domésticas. Para el análisis verdadero, la exposición del banco a un activo/pasivo en un período de revalorización particular es igualmente dividido entre el número de trimestres dentro del período. Para el último período suponemos que el tiempo máximo de revalorización es 10 años.

CUADRO A. 2. HOJA DE BALANCE DEL BANCO HIPO TÉTICO CON INSTRUMENTOS DE DEUDA<sup>a</sup>

	Períodos					Fondos sin intereses devengados	Total
	0-3 meses	3-6 meses	6-12 meses	1-5 años	> 5 años		
<b>Activos</b>							
Préstamos totales y avances a bancos	5.500	1.900	500	100	100	0	8.100
Préstamos totales y avances a clientes	86.900	12.200	5.000	17.800	12.300	0	134.200
Total hogares	44.700	10.600	2.400	10.600	5.600	0	73.900
Hipotecas	24.600	9.800	1.200	7.200	2.400	0	45.200
Hipotecas tasa fija	0	0	1.200	7.200	2.400	0	10.800
Hipotecas tasa variable	24.600	9.800	0	0	0	0	34.400
Tarjetas de crédito + tarjetas de crédito	20.100	800	1.200	3.400	3.200	0	28.700
Total EPNF/IPSFL	42.200	1.600	2.600	7.200	6.700	0	60.300
Letras del Tesoro y otros títulos de deuda	6.700	2.300	2.100	3.400	3.200	0	17.700
Total activos	99.100	16.400	7.600	21.300	15.600	0	160.000
<b>Pasivos</b>							
Total depósitos de bancos	17.900	1.290	250	100	150	0	19.691
Total depósitos a cuentas de clientes	88.000	2.610	3.000	2.700	200	6.000	102.509
Total hogares	44.000	1.305	1.500	1.350	100	3.000	52.155
Total EPNF/IPSFL	44.000	1.305	1.500	1.350	100	3.000	52.155
Instrumentos de deuda	18.850	2.850	2.850	3.190	1.250	0	29.000
Fondos de accionistas-acciones						8.800	8.800
Total pasivos (excl. fondos de accionistas)	124.750	6.750	6.100	5.990	1.610	6.000	151.200
Total pasivos	124.750	6.750	6.100	5.990	1.610	14.800	160.000
Rubros de cuentas de orden	8.050	-8.050	100	-910	3.610		2.800
Brecha de sensibilidad de tasa de interés	-17.600	1.600	1.600	14.400	17.600		

<sup>a</sup> Ver nota de cuadro A.1.

## REFERENCIAS

- Altman, E., A. Resti y A. Sironi (2005), *Recovery risk*, Risk Books.
- Amato, J. D., y M. Luisi (2006), *Macro factors in the term structure of credit spreads*, BIS (Working Papers, nº 203).
- Anderson, N., y J. Sleath (1999), "New estimates of the UK real and nominal yield curves", *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol. 39, nº 4, pp 384-96.
- Bank for International Settlements (2004), *International convergence of capital measurement and capital standard*, Basel Committee on Banking Supervision.
- Bank of England (2005), *Inflation Report*, febrero.
- Barnhill Jr., T. M., P. Papapanagiotou y L. Schumacher (2001), *Measuring integrated market and credit risk in bank portfolios: an application to a set of hypothetical banks operating in South Africa*, Milken Institute.
- Barnhill Jr., T. M., y W. F. Maxwell (2002), "Modeling correlated market and credit risk in fixed income portfolios", *Journal of Banking and Finance*, vol. 26, pp 347-74.
- Benito, A., J. Whitley y G. Young (2001), "Analysing corporate and household sector balance sheets", *Financial Stability Review* (Bank of England), diciembre, pp 160-74.
- Berndt, A., R. Douglas, D. Duffie, M. Ferguson y D. Schranz (2005), *Measuring default risk premia from default swap rates and EDFs*, BIS (Working Paper, nº 173).
- Blume, M. E., F. Lim y A. C. Mackinlay (1998), "The declining credit quality of US corporate debt: myth or reality?", *Journal of Finance*, vol. 53, nº 4, pp 1389-413.
- Bradley, S. P., y D. B. Crane (1972), "A dynamic model for bond portfolio management", *Management Science*, vol. 19, pp. 139-51.
- Bunn, P., A. Cunningham y M. Drehmann (2005), "Stress testing as a tool for assessing systemic risk", *Financial Stability Review* (Bank of England), junio, pp 116-26.
- Bunn, P., y G. Young (2004), *Corporate capital structure in the United Kingdom: determinants and adjustment*, Bank of England (Working Paper, nº 226).
- Catarineu-Rabell, E., P. Jackson y D. P. Tsomocos (2003), *Procyclicality and the new Basel accord – banks' choice of loan rating system*, Bank of England (Working Paper, nº 181).
- Chen, C., y A. Chan (1989), "Interest rate sensitivity, asymmetry and stock returns of financial institutions", *Financial Review*, vol. 24, nº 3, pp. 457-73.

- Coleman, G. (1945), "The effect of interest rate increases on the banking system", *American Economic Review*, vol. 35, nº 4, pp. 671-73.
- Corvoisier, S., y R. Gropp (2002), "Bank concentration and retail interest rates", *Journal of Banking and Finance*, vol. 26, pp. 2155-89.
- Curry, T., y L. Shibut (2000), "The cost of the saving and loans crisis: truth and consequences", *FDIC Banking Review*, vol. 13, pp. 26-35.
- Diamond, D. W., y P. H. Dybvig (1983), "Bank runs, deposit insurance and liquidity", *Journal of Political Economy*, vol. 91, nº 3, pp. 401-19.
- Diebold, F. X., G. D. Rudebusch y B. Aruoba (2006), "The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach", *Journal of Econometrics*, vol. 131, pp. 309-38.
- Driessen, J. (2005), "Is default event risk priced in corporate bonds?", *Review of Financial Studies*, vol. 18, nº 1, pp. 165-95.
- Duffie, D., y K. J. Singleton (2003), *Credit risk*, Princeton University Press.
- English, W. B. (2002), "Interest rate risk and bank net interest margins", *BIS Quarterly Review*, diciembre, pp. 67-82.
- Flannery, M. J., y C. M. James (1984), "The effect of interest rate changes on the common stock returns of financial institutions", *Journal of Finance*, vol. 39, nº 4, pp. 1141-53.
- Fraser, D. R., J. Madura y R. A. Wigand (2002), "Sources of bank interest rate risk", *The Financial Review*, vol. 37, nº 3, pp. 351-67.
- Frye, J. (2003), *LGD in high default years*, texto mimeografiado, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Grundke, P. (2005), "Risk measurement with integrated market and credit portfolio models", *Journal of Risk*, vol. 7, nº 3.
- IFRI-CRO Forum (2007), *Survey on economic capital practice and applications*, The Institute of the Chief Risk Officers (CRO) and International Financial Risk Institute.
- Jarrow, R. A., y D. R. van Deventer (1998), "Integrating interest rate risk and credit risk in asset and liability management", en *Asset & liability management: the synthesis of new methodologies*, Risk Books.
- Jarrow, R. A., y S. M. Turnbull (2000), "The intersection of market and credit risk", *Journal of Banking & Finance*, vol. 24, pp. 271-99.
- Jobst, N. J., M. Gautam y S. A. Zenios (2006), "Integrating market and credit risk: a simulation and optimisation perspective", *Journal of Banking and Finance*, vol. 30, pp. 717-42.

- Jobst, N. J., y S. A. Zenios (2001), *Extending credit risk (pricing) models for the simulation of portfolios of interest rate and credit risk sensitive securities*, Wharton School Centre for Financial Institutions (Working Papers, nº 01-25).
- Kusy, M. I., y W. T. Ziemba (1986), "A bank asset and liability management model", *Operations Research*, vol. 34, nº 3, pp. 356-76.
- Maes, K. (2004), "Interest rate risk in the Belgian banking sector", *Financial Stability Review* (National Bank of Belgium), junio, pp. 157-79.
- May, O., y M. Tudela (2005), *When is mortgage indebtedness a financial burden to British households? A dynamic probit approach*, Bank of England (Working Paper, nº 277).
- Mulvey, J. M., y W. T. Ziemba (1998), *Worldwide asset and liability management*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, H. M., B. J. Treuler, T. Schuermann y S. M. Weiner (2006), "Macroeconomic dynamics and credit risk: a global perspective", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 38, nº 5, pp. 1211-62.
- Saita, L. (2006), *The puzzling price of corporate default risk*, texto mimeografiado.
- Samuelson, P. A. (1945a), "Hansen on world trade", *The New Republic*, vol. 112, pp. 409-11.
- Samuelson, P. A. (1945b), "The effect of interest rate increases on the banking system", *American Economic Review*, vol. 35, nº 1, pp. 16-27.
- Schuermann, T. (2005), "What do we know about loss given default?", en E. Altman, A. Resti y A. Sironi (eds.), *Recovery risk*, Risk Books.
- Sorge, M., y K. Virolainen (2006), "A comparative analysis of macro stress-testing methodologies with application to Finland", *Journal of Financial Stability*, vol. 2, nº 1, pp. 113-51.
- Staikouras, S. K. (2006), "Financial intermediaries and interest rate risk: II", *Financial Markets, Institutions and Instruments*, vol. 15, nº 5, pp. 225-72.
- Whitley, J., R. Windram y P. Cox (2004), *An empirical model of household arrears*, Bank of England (Working Paper, nº 214).
- Whitley, J., y R. Windram (2003), *A quantitative framework for commercial property and its relationship to the analysis of the financial stability of the corporate sector*, Bank of England (Working Paper, nº 207).
- Wright, D. M., y J. V. Vought (1996), "An analysis of commercial bank exposure to interest rate risk", *Federal Reserve Bulletin*, vol. 77, pp. 625-37.

Zenios, S. A., y W. T. Ziemba (2007), “Theory and methodology”, vol. 1, en *Handbook of asset and liability management*, Elsevier, Amsterdam.





*André D. Murray*

# Modelling the Jamaican business cycle: a structural vector autoregressive approach

## I. INTRODUCTION

Recessions are defined as periods of sustained decline in economic activity in an economy. There is some debate, however, as to the duration and magnitude of the decline that is required to qualify as a recession. The most popular definition of a recession is two consecutive quarters of output decline. This has, however, come under some criticism, as this definition does not take into consideration changes in other economic variables like unemployment and consumer confidence. To address this problem in the United States of America, the National Bureau of Economic Research (NBER) has come up with a definition that directly addresses this deficiency. Also, using higher frequency, macroeconomic data, they are able to more precisely determine the beginning and end of a recession. The NBER definition is:

*This paper was written while A. D. Murray was affiliated with the Research Services Department, Research and Economic Programming Division, Bank of Jamaica, May 2007. The views expressed in this paper are not necessarily those of the Bank of Jamaica. (Some figures have been omitted from the original version due to space reasons, but can be requested to the author by e-mail: (andre.murray@boj.org.jm).)*

“A recession is a significant decline in economic activity spread across the economy, lasting more than a few months, normally visible in real GDP, real income, employment, industrial production, and wholesale-retail sales. A recession begins just after the economy reaches a peak of activity and ends as the economy reaches its trough. Between trough and peak, the economy is in an expansion. Expansion is the normal state of the economy; most recessions are brief and they have been rare in recent decades.”<sup>1</sup>

For this exercise, the definition of two consecutive quarters of decline will be used as the measure of a recession. Over the 15-year period 1990 to 2005, Jamaica has experienced seven recessions with five occurring between 1995 and 2001.<sup>2</sup> These recessions were typically short-lived, lasting approximately two quarters, with the longest recession occurring between the June and December quarters of 1997. The most severe recession was experienced between the March and June quarters of 1995 where the economy declined by approximately 2.6% compared to 2.3% over the longest recession.<sup>3</sup> Coincidentally, these two periods coincide with the Bank of Jamaica (BOJ) changing its monetary policy approach to a formal quantum targeting of the monetary base in 1995 and a major financial sector crisis in 1997. These occurrences therefore add to the debate on the causes of booms and recessions in the Jamaican economy, and what is the role of fiscal and monetary policy. Since the fourth quarter of 2001, the country has not experienced a recession. That is the longest period during the sample in which the country experienced no recessions. However, it should be noted that the period was not without incident. In 2003 the country experienced significant instability in the foreign currency market, which necessitated an 815 basis points hike in the interest rate, the highest since 1997, to stabilize the market. The country also experienced three major hurricanes, which caused significant damage to the country’s infrastructure and industries resulting in reduced output.

This paper seeks to disaggregate the numerous and complex myriad of impulses that drive the Jamaican business cycle into its measurable structural impulses using a structural vector autoregression (SVAR) framework. The use of vector autoregressions (VARs) as tools for policy assessment became popular

<sup>1</sup> NBER definition of recessions from their website (<http://www.nber.org/cycles/recessions.html>).

<sup>2</sup> See Figure 2: Domestic Variables, Real GDP.

<sup>3</sup> These changes were computed using output data adjusted for seasonality.

since the seminal work of Sims (1980). Following this paper, some authors like Sargent (1984) and Sims (1986) have debated whether VARs should be utilized for forecasting or policy analysis. Though its forecasting properties have been generally accepted, there are some questions on the appropriate identification method to facilitate policy analysis from the parameter estimates or the impulse response functions. There are essentially two classes of identification methods that have been utilized to recover structural parameters from VARs. One method, popularised by Sims (1986), Bernanke (1986), and Blanchard and Diamond (1989, 1990), places restrictions on the structural parameters based on a priori theoretical knowledge of the interactions of the variables. The other, developed by Shapiro and Watson (1988) and Blanchard and Quah (1989), places restrictions on the long run multipliers in the system to achieve identification.

To sufficiently identify the main impulses that drive the Jamaican business cycle, the model will include an international and a domestic block of variables on the economy. Recent studies on small open economy VARs have highlighted the fact that the inclusion of more foreign variables is critical to the correct identification of the contemporaneous structural interactions of these variables. This is evident from the fact that economic conditions outside of the economy have a greater impact on monetary policy actions in small open economies than larger less open economies. The model will include a weather variable to ascertain the significance and magnitude of the contribution of weather to Jamaican real gross domestic product (GDP) outturn. This richer dynamic specification should provide a greater insight into the transmission of monetary policy through the real economy to inflation.

Jamaica is a small open island economy located in an area prone to extreme weather conditions. Its vulnerability is exacerbated by the fact that agricultural production, tourism, mining and quarrying account for almost 70% of its annual income and these industries are highly susceptible to extreme weather conditions. The need for including a weather variable in models of the economy has become more important due to the increased frequency of the droughts and hurricanes affecting Jamaica over the last five years. During the period 1990 to 2005, the country has been affected by three major hurricanes, which have all occurred between 2001 and 2005.

The rest of the paper is organized as follows. Section II presents a stylized description of the monetary transmission

mechanism in Jamaica, Section III presents a description of the model, Section IV describes the data utilized in the estimation, Section V presents a discussion of the identification and estimation issues, Section VI discusses the results and Section VII presents the conclusions.

## II. MONETARY POLICY TRANSMISSION IN THE JAMAICAN ECONOMY

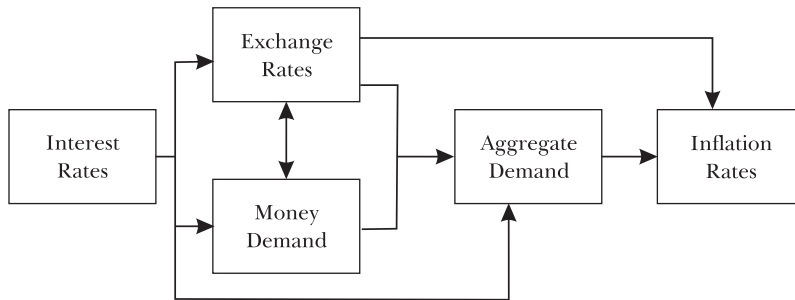
There have been a number of studies on the monetary transmission process in the Jamaican economy. These include Robinson and Robinson (1997) and Allen and Robinson (2004). The main differences between this paper and the previous work are the focus of the paper, the variables examined and the methodology. In the previous papers, the focus was the monetary transmission mechanism and its impact on inflation. In this paper the transmission mechanism is one of the factors, which will be examined, that affect the business cycle. The methodologies used in previous papers were mainly structural VARs or large dynamic models with error correction elements. This paper uses an SVAR approach for a relatively large-scale structural model of the economy and applies block exogeneity approach introduced by Cushman and Zha (1997) and Dungey and Pagan (2000) to identify the system. This approach allows for the utilization of impulse response functions to analyse the dynamic impact of exogenous variables on the output of the domestic economy. It will also give a clearer understanding of the relative importance of these variables in driving the business cycle and the inflation dynamics of the country.

There are two main dimensions to the monetary policy operations of the BOJ. The country operates a floating exchange rate. However, due to the susceptibility of the financial markets to numerous exogenous shocks, and the significant impact changes in the exchange rate have on the real economy, the BOJ uses the country's foreign reserves to reduce its volatility. The next channel comes through the use of its 180-day Repurchase Agreements (repos) rates, which investors have widely accepted as the Bank's policy rate. This process is illustrated below in Figure 1.

Changes in the repo rates result in changes in the entire menu of interest rates through the economy, which in turn affects the demand for money balances and credit, while changing the relative return on foreign and domestic assets. The

change in the relative return on these assets results in adjustments in the foreign exchange market consistent with expectations from the uncovered interest parity theory. Financial market intervention is occasionally required to ensure that the transition to the new long-run equilibrium is orderly.

**FIGURE 1. MONETARY POLICY TRANSMISSION**



The resulting real exchange rate and interest rates then impact aggregate demand and supply of domestic and foreign goods. As the economy's equilibrium output changes relative to the potential output of the economy, there are resulting changes in prices to cause an adjustment of actual output towards potential. Due to the high import content of most of the goods and services in the economy, there is significant pass-through of foreign inflation to the domestic economy through the exchange rate.

### III. THE MODEL

The model consists of sixteen variables that should capture the main drivers of the Jamaican business cycle. They include foreign and domestic output, prices, interest rates and real asset returns. Import and export prices capture the dynamic price changes between Jamaica and the rest of the world. The domestic variables also include government spending, taxes and a measure of the money stock. The weather variable used in the model is rainfall.

Each variable is analysed in deviations from a long run trend, which is measured by a standard univariate Hodrick-Prescott filter. Therefore the analysis is focused on the deviation of the variables from a long run steady state in keeping with the vast literature on Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

models generally used in the modelling of real business cycles. This would make the responses directly comparable to the result of the calibrated general equilibrium model developed by Murray (2005). To obtain forecasts from these models, projections of the permanent component are added to projections of the short run dynamics as is done in the Bank of Canada's Quarterly Projection Model (QPM). In the future, the system could be modelled as a structural vector autoregressive (SVECM) model to fully exploit the information in both the long run and short run dynamics.

The model takes the form of a standard structural VAR specified as:

$$(1) \quad B_0 y_t = c + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

where  $\varepsilon_t \sim iid(0, D)$ . The variables  $y_{t-i}$  and  $\varepsilon_t$  are  $k \times 1$  vectors whilst  $B_i$  are  $k \times k$  matrices for  $i = 0, 1, 2, \dots, p$ . The matrix  $B_0$  is non-singular, with ones on the main diagonal and captures the contemporaneous relationships of the  $k$  variables in the  $y_t$  vector. This contemporaneous relationship makes the estimation of (1) difficult. This estimation problem may be addressed by pre-multiplying the system by  $B_0^{-1}$  which gives the reduced form:

$$(2) \quad y_t = \kappa + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$$

where  $\kappa = B_0^{-1}c$ ,  $u_t = B_0^{-1}\varepsilon_t$  and  $A_i = B_0^{-1}B_i$  for  $i = 1, 2, \dots, p$ . It is also assumed that:

$$(3) \quad E[u_t u_t'] = E[B_0^{-1} \varepsilon_t \varepsilon_t' (B_0^{-1})'] = B_0^{-1} D (B_0^{-1})' = \Omega$$

i.e.

$$(3') \quad B_0^{-1} D (B_0^{-1})' = \Omega$$

and:

$$(4) \quad E[u_t] = E[B_0^{-1} \varepsilon_t] = 0$$

As the regressors of (2) are all predetermined and the residuals are ergodic, it can be estimated consistently and efficiently by maximum likelihood.

Equation (2) can be rewritten:

$$(2') \quad A(L)y_t = \kappa + u_t$$

where  $A(L) = I_n - A_1 L - \dots - A_p L^p$ .

The structural innovations and parameters in (1) can be found from (2) if an appropriate identification method can be found for the system. The identification method entails placing zero restrictions on the  $B_0$  matrix based on theoretical assumptions of the contemporaneous interactions of the variables. With the orthonormality restriction on structural innovations, the left-hand-side of (3') has  $n(n + 1)$  parameters to be estimated using the  $n(n + 1)/2$  parameters on the right-hand-side. Normalizing the main diagonal elements of  $B_0$  to ones means that the system requires at least  $n(n - 1)/2$  restrictions for identification.

All the variables in the system therefore have a structural equation and an associated error term. These error terms are interpreted as shocks or innovations of that variable on the system. This structure has two main advantages. The system is able to provide insights into the dynamic response of domestic output to a 'weather shock' or 'foreign shock' through the use of impulse response functions. Also, since all variables are endogenous by construction, the system can therefore provide forecasts without the need for assumptions.

#### IV. THE DATA

The data utilized in this study are quarterly data over the period 1990 to 2006, with the estimation period being 1990 to 2005. The United States of America is used as the proxy for the foreign economy as this is Jamaica's country's closest, and main trading partner. Output in both economies is measured using the real Gross Domestic Product (GDP). Interest rates are measured as the 180-day Treasury bill rate. Wealth in the economies is measured using the stock market indexes, the Dow Jones Industrial Average (DJIA) and the Jamaican Stock Exchange (JSE) index. Price changes are measured using the Consumer Price Index (CPI) for each country. Fiscal policy in the Jamaican economy is measured as the ratios of taxation and government consumption to GDP. Other domestic variables include the stock of money (M2), the nominal exchange rate calculated as Jamaican dollars per US dollar, a measure of the opportunity cost of money calculated as  $h2 = (bm/m2)*tbill$  and rainfall. Indices of the price of Jamaican imports and exports are included to capture the impact of international trade on the Jamaican economy. Table 1 below shows the list of variables and their symbols.

TABLE 1. VARIABLES

	<i>Symbol</i>	<i>Variable</i>
1	$y_t^*$	Foreign output (GDP)
2	$i_t^*$	Foreign nominal interest rates
3	$q_t^*$	Foreign assets (Dow Jones Industrial Average)
4	$p_t^*$	Foreign price levels (consumer price index (CPI))
5	$px_t^*$	Foreign price of Jamaican exports
6	$pim_t^*$	Foreign price of Jamaican imports
7	$s_t$	Nominal exchange rate
8	$m_t$	Money stock (M2)
9	$y_t$	Domestic output
10	$p_t$	Domestic price levels (consumer price index (CPI))
11	$i_t$	Domestic nominal interest rates
12	$q_t$	Real returns on equities (JSE)
13	$T_t$	Real Tax revenue
14	$g_t$	Real government spending (wages, salaries and programmes)
15	$w_t$	Weather variable
16	$h2_t$	Opportunity cost of money

Figure 2 graphs the domestic variables around their long-run trends. The real GDP graph shows the number of recessions that occurred over the review period. The first recession occurred in the third quarter of the calendar year 1990 and the last occurring in the fourth quarter of 2004. All domestic variables display similar long run patterns except for taxation and rainfall. The interest rate path seems the most ‘sticky’ of the variables and seems to display a strong correlation with the movements in the exchange rate and the stock market index. There seems to be a positive correlation between the long-run patterns of real GDP and rainfall.

The international variables are shown in Figure 3. Foreign output and prices show strong positive correlation in the long-run patterns. As in the case of Jamaica, the foreign interest rates again seem to display the most “stickiness” of the variables over the sample period. Interestingly, the foreign and domestic price index seems to display a very strong positive correlation in their long-run adjustment patterns. This highlights the small open economy assumption of the Jamaican economy that both import and export prices are externally determined.



V. IDENTIFICATION AND ESTIMATION

Estimating the model requires specification of appropriate block exogeneity restrictions, consistent with theoretical assumptions of the contemporaneous interactions of the variables. It is also required that there are enough restrictions applied to identify the structural innovations.

Table 2 summarizes the contemporaneous restrictions in the matrix  $B_0$ . It also illustrates the four blocks in the system. The international economic block is identified in the top left-hand corner. The international prices are next, followed by the weather block. The bottom right hand corner contains the domestic block. Each row represents the dependent variables and each column the explanatory variables. There are 212 unshaded cells, which represent zero restrictions on the contemporaneous interactions. The sixteen variable system requires at least 120 restrictions for identification, thus the system is over identified.

TABLE 2. CONTEMPORANEOUS VARIABLE RESTRICTIONS

		e x p l a n a t o r y															
		$y^*$	$r^*$	$p^*$	$q^*$	$ip$	$ep$	$w$	$t$	$g$	$y$	$p$	$R$	$s$	$h2$	$m2$	$q$
d	$y^*$	■	■	■	■												
e	$r^*$	■	■	■	■												
p	$p^*$	■	■	■	■												
e	$q^*$	■	■	■	■												
n	$ip$	■				■	■										
d	$ep$	■				■	■										
e	$w$							■									
n	$\tau$								■								
t	$g$								■	■							
	$y$	■						■	■	■	■						
	$p$					■				■	■	■					
	$r$										■	■	■				
	$s$		■	■	■							■	■	■		■	
	$h2$												■	■	■		
	$m2$										■	■	■	■	■	■	
	$q$											■	■	■	■	■	■

One lag was selected for estimating the system based on the Schwartz information criterion (SIC). This criterion was chosen for reasons of parsimony, as there are a large number of

parameters to be estimated from a relatively small data set. The criterion was not tested for the entire system, but done for the domestic and international blocks separately as seen in Table 3.

**TABLE 3. LAG LENGTH CRITERIA TESTS**

<i>Lag</i>	<i>Ln(L)</i>	<i>LR</i>	<i>AIC</i>	<i>SIC</i>	<i>HQ</i>
<b>Domestic</b>					
0	796.074	NA	-26.038	-24.102	-25.286
1	939.843	211.871	-29.819	-26.593*	-28.565
2	1,011.145	90.065	-31.058	-26.541	-29.303*
3	1,060.976	52.454*	-31.543*	-25.737	-29.286
<b>Foreign</b>					
0	738.441	NA	-24.080	-23.942	-24.026
1	888.879	276.213	-28.488	-27.796*	-28.217
2	912.372	40.055*	-28.734*	-27.488	-28.245*
3	926.168	21.711	-28.661	-26.862	-27.956

NOTES: Indicates lag order selection by criteria at 5% level for the, Akaike information criterion (AIC), Schwarz information criterion (SIC) and the Hannan-Quinn information criterion (HQ). The information criterion are calculated as follows:  $AIC = -2\ln(L)/T + 2k/T$ ,  $SIC = -2\ln(L)/T + k\ln(T)/T$  and  $HQ = -2\ln(L)/T + 2k\ln(T)/T$ .

## 1. International economic block

The international block is modelled similar to Buckle, Kim, Kirham, McLelland and Sharma (2002). It includes the real output, interest rate, price levels and stock index for the US. Jamaica purchases and sells a significant proportion of its goods and services to the US and therefore changes in the output of the US will have a direct contemporaneous impact on the Jamaican economy. The BOJ holds its reserves in US dollars and uses this exchange rate as the target rate to measure instability in the foreign currency market. Due to the link between the US and Jamaican goods and financial markets, with the US economy being the dominant player, domestic prices, exchange rate and monetary policy will depend on changes in the prices and interest rates in the US economy. The Dow Jones industrial average is a measure of wealth in the US economy and could reflect the propensity for investments and consumption from the Jamaican economy.

The contemporaneous structure of this is specified similar to a Cholesky decomposition with ordering of the variables from first to last being output, interest prices and the stock index. The residuals from these equations will then be able to provide

insights into the importance of shocks of these foreign variables to the Jamaican business cycle.

## **2. International prices block**

The transmission of prices of goods and services between the two economies is captured in the import and export price indices. Import prices are extremely important to the Jamaican economy, as the country's imports are almost equal to its total output. Also, its size makes it a price taker in all markets and hence changes in international prices are filtered directly into the economy. Since 2003, there has been some instability in many of the oil producing countries of the Middle East and Africa. As Jamaica imports all of its petroleum products and does not have significant consumption of alternative fuels, understanding its impact on the economy will be critical to future forecasting and policy exercises. The changes in international fuel prices will have a direct and large impact on Jamaica's import price index. Due to the size of the Jamaican economy, most of its goods and services exports are not priced in the domestic currency. It is therefore unclear what impact changes in the export prices will have on the domestic economy.

The contemporaneous specification states that import and export prices are determined by foreign output and its own lagged values as in Buckle, Kim, Kirham, McLelland and Sharma (2002).

## **3. Weather block**

The weather block consists of the inches of rainfall recorded in Jamaica in each quarter over the sample period. The inclusion of this variable in the SVAR is due to the fact that almost 70% of the country's national income is derived from agriculture, mining and quarrying and tourism. These industries are all highly susceptible to climatic conditions. Jamaica's location in the Caribbean Sea is in a corridor that faces a high probability of exposure to Atlantic Ocean tropical cyclones during the June to September months. The area is also susceptible to extremely dry weather conditions between January and May.

In 2003, the country experienced some of the worse drought conditions in recent history, which was followed by three hurricanes between 2004 and 2005. Inflation outturns during these periods were much higher than all forecasts. In contrast, the calendar year 2006 experienced unusually favourable weather

and the inflation outturn was the lowest in three decades, well below that year's projections. This sparked a debate on the need for the incorporation of weather in any credible forecasts of inflation and output. Also, discussions on sustainable development now include policies that mitigate the impact of weather on key industries.

Weather is an exogenous variable. However, the model's structure allows for the residuals from the weather equation to be used to ascertain the impact of weather on output and inflation in the economy. It will therefore provide much more information for forecasting the main macro economic variables in the economy.

#### **4. Domestic economy block**

The domestic block in the economy consists of the main real and nominal variables that are the focus of macroeconomic policy. The structure therefore allows for the examination of the impact of a number of external exogenous variables as well as domestic policy variables on the domestic economy. Due to the open nature of the economy and the expected impact of a large dominant trading partner, this rich formulation is key to tracing the impact of domestic policies on the economy. In particular, changes in domestic nominal variables will have a direct impact on the domestic real variables. However, these changes will also result in adjustments in the relative prices and the demand for foreign goods, which will in turn have an impact on the domestic economy.

The real variables included are real output ( $y_t$ ) and the ratios of government spending to output ( $g_t$ ) and taxation to output ( $\tau_t$ ). Nominal variables include price level ( $p_t$ ), interest rates ( $r_t$ ), nominal exchange rates ( $s_t$ ), the opportunity cost of holding money, nominal money stock ( $m2_t$ ) and the nominal index of stock returns ( $q_t$ ) as a measure of wealth.

The contemporaneous specifications state that domestic output is determined by foreign output, fiscal policy stance and weather. The price specification is a backward-looking open economy Phillips curve where prices are determined by deviations of the country's output from potential, imported prices and lagged inflation. Interest rates are set by a backward-looking Taylor rule similar to the specification in Murray (2005). The rule sets nominal interest rates based on the output, exchange rate and price deviations from a long-run equilibrium. Exchange rate is determined by purchasing power parity

(PPP), uncovered interest parity (UIP) and a domestic money stock variable to capture foreign exchange market intervention by the BOJ.<sup>4</sup> The opportunity cost of money is directly related to interest rates. Money is specified as a Cagan money demand, which is a function of income/output, opportunity cost of money, exchange rate and lagged values of money. The wealth measure ( $q_t$ ) is specified to depend on the income/output level and the opportunity costs associated with holding wealth in this form. These costs are interest rate and exchange rate changes.

## VI. RESULTS

### 1. Foreign output shock

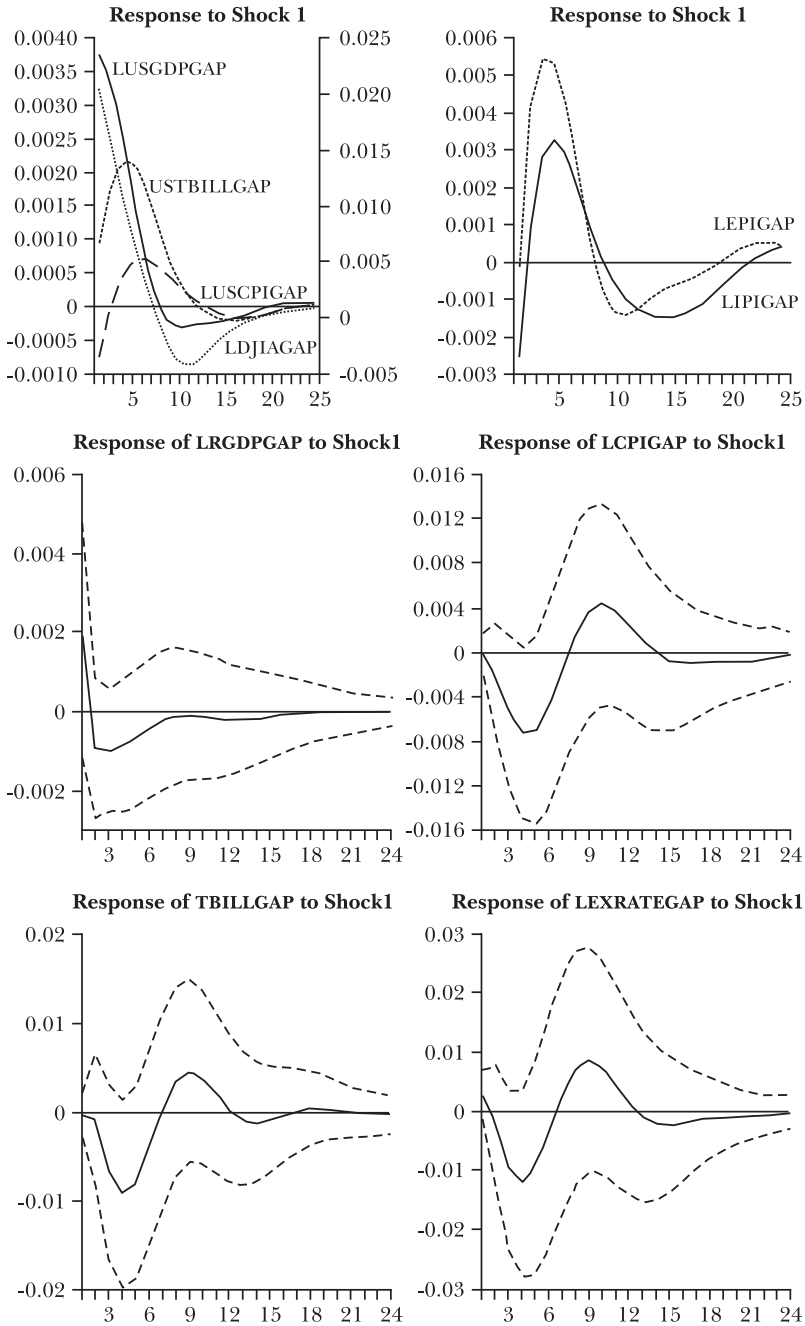
A positive output shock of a foreign economy is expected to have a positive impact on the output of the smaller domestic trading partner. Figure 4 shows the impact of such a shock on the smaller, Jamaican economy. The immediate impact of the shock is a rise in foreign wealth, and foreign interest rate and a fall in foreign prices. Foreign prices increases after approximately 3 quarters whilst wealth declines after approximately 8 quarters. The economy returns to its steady state after approximately 4 years. The dynamic response of the economy captures the response of the monetary authorities to reduce the inflationary impact of the increased output on the economy. Interest rates are immediately increased in order to restrict the growth in demand and hence inflation. Interest rate increases are gradual to match the pattern of price increases. The interest rate peaks after approximately 5 quarters whilst price peaks after approximately 6 quarters.

The import and export price indices follow a similar pattern of response to the foreign output shock. Both fall initially, though the magnitude of the decline is greater for imported prices. Prices then gradually increase to peak after approximately 4 and 5 quarters respectively, for export and import prices. This pattern is in keeping with a small economy in which both imports and exports are priced in the currency of the larger country.

The impact on the domestic economy is an immediate increase

<sup>4</sup> Increasingly, theoretical and empirical models of small open economies have had to account for the multiple policy strategies pursued by central banks in these economies. See Escudé (2006).

FIGURE 4. RESPONSE TO FOREIGN OUTPUT SHOCK



NOTE: The secondary (right hand side) axis in the first impulse response is for the DJIAGAP.

in domestic output and wealth. Surprisingly, output then falls in the second quarter and continues to decline for approximately 8 quarters. This may be due to the net impact of the changes in import and export prices on the import and export quantities of the domestic economy, causing domestic output to decrease. This decrease in output causes a fall in domestic prices. The domestic exchange rate initially increases in response to the foreign rate adjustment, but subsequently falls due to the price differential in foreign and domestic prices. The nominal variables interest rates, prices and exchange rate all follow a similar pattern of decline before returning to a steady state after approximately 14 quarters.

## **2. Foreign interest rate shock**

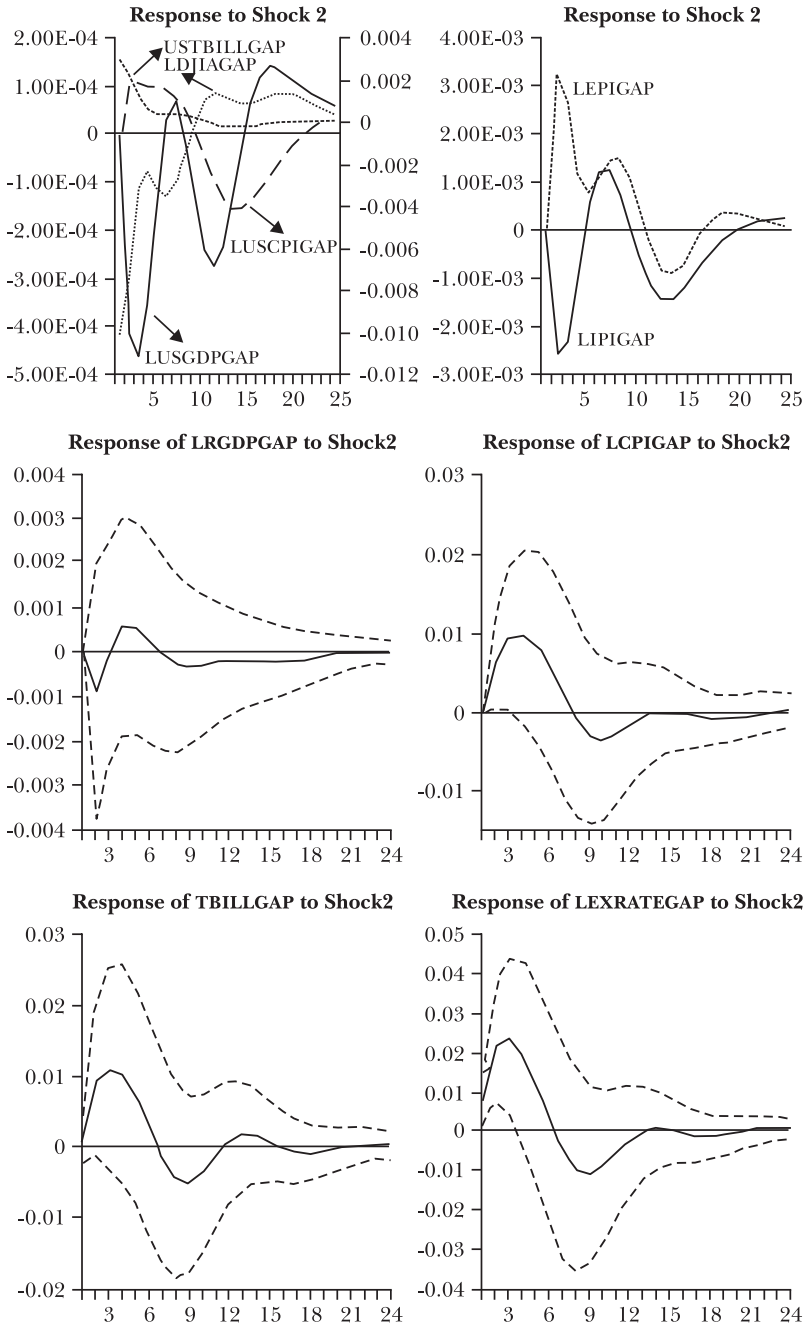
A positive foreign interest rate shock results in an immediate decrease in foreign wealth. Foreign output gradually declines while prices rise, reaching their respective maximum declines and increases in about the third quarter. The impact on these variables dissipates after approximately 24 quarters. The initial impact of this shock causes import prices to gradually fall due to the fall in foreign prices, while export prices rise due to the depreciation of the domestic currency. This continues for three quarters, then the import prices begin to increase while the export prices gradually falls until the 7<sup>th</sup> quarter where both import and export price dynamics become dominated by the foreign price dynamics.

The impact on domestic output is short lived as output initially falls in the first quarter following the shock, before rising in the next two quarters. After approximately 8 quarters, the impact on output is negligible. The interest rate shock causes an initial depreciation of the domestic currency. This depreciation triggers gradual increases in domestic prices and interest rates until the fourth quarter. They then decrease until the 9<sup>th</sup> quarter before returning to a long run steady state after approximately 14 quarters. The demand for money again mirrors this pattern. The wealth in the domestic economy follows the pattern of the domestic output though the impact of the foreign interest rate seems to have a more prolonged impact on domestic wealth than on domestic output.

## **3. Foreign price shock**

A positive shock to foreign prices results in gradual reductions

**FIGURE 5. RESPONSE TO FOREIGN INTEREST RATE SHOCK**



NOTE: The secondary (right hand side) axis in the first impulse response is for the DJIAGAP.



in foreign output, interest rates and wealth. This fall in foreign output and interest rates may indicate that the increased prices result in reduced demand for foreign products and therefore the monetary authority reduces foreign interest rates to boost foreign demand and hence foreign output. The fall in foreign output, wealth and interest rates continue until the 5<sup>th</sup>, 4<sup>th</sup> and 7<sup>th</sup> quarters respectively before gradually returning to the steady state equilibrium in the 13<sup>th</sup> quarter. Interestingly, instead of increasing, the import and export prices follow a pattern of decline similar to the foreign output and interest rate.

Output in the domestic economy is initially unaffected until the 3<sup>rd</sup> quarter when it declines. The declines continue into the 4<sup>th</sup> quarter then output increases until the 18<sup>th</sup> quarter. This increased output results from the positive impact of the fall in import prices outweighing that of the fall in export prices until the 14<sup>th</sup> quarter when the domestic output gradually returns to its long run equilibrium. The net impact of the foreign price increase and foreign interest rate decrease is an initial appreciation of the exchange rate. This appreciation results in reductions in domestic prices and interest rates. The domestic nominal variables prices, interest rates, exchange rate, money and wealth follow a pattern of negative and positive adjustments until the 20<sup>th</sup> quarter.

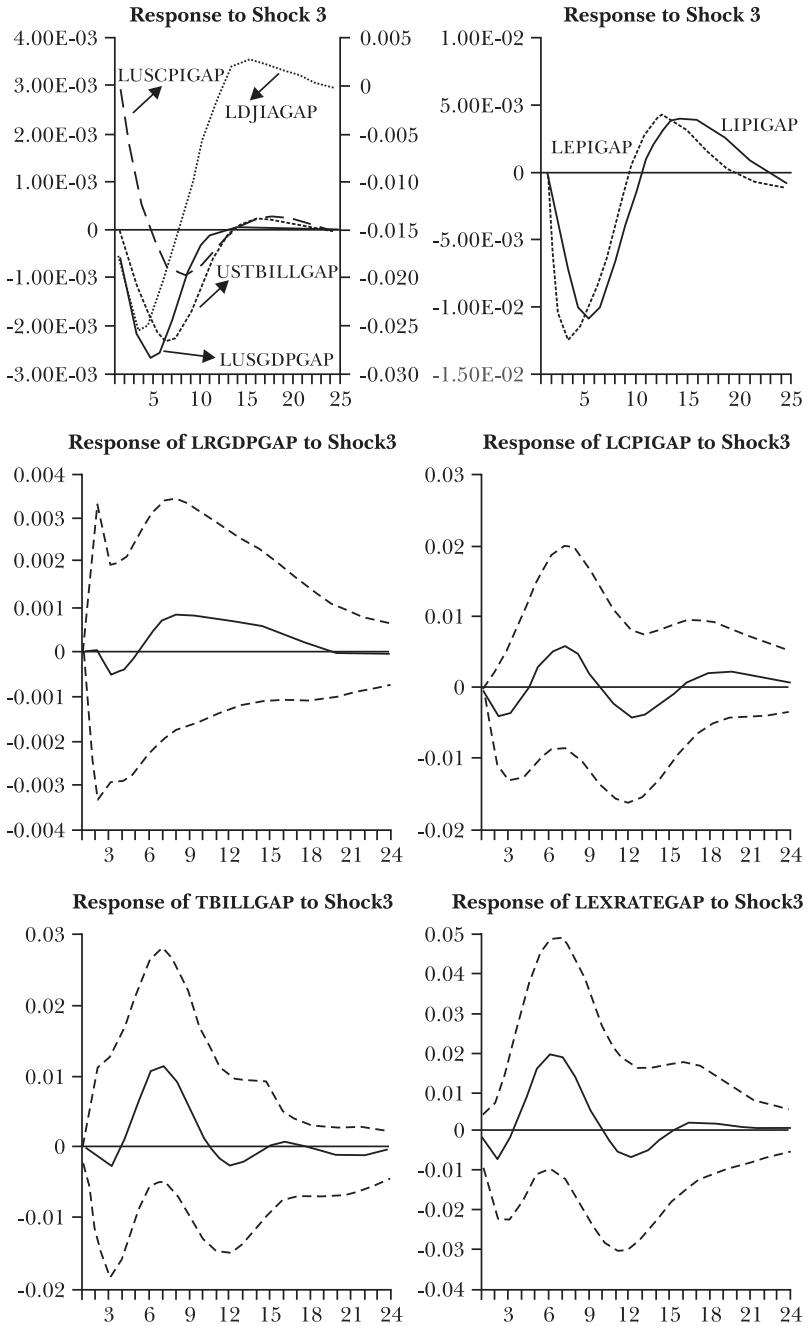
#### **4. Foreign wealth shock**

A positive shock to foreign wealth leads to gradual increases in foreign output and inflation. Foreign nominal interest rates decline marginally, initially before rising to reduce the inflationary impact of the increase in output. The increases in output coupled with low inflation leads to a reduction in both the import and export prices of the domestic country as foreign prices fall and demand for domestic goods decrease. Anticipation of the increases in foreign interest rate and low inflation triggers a depreciation in the domestic currency. Depreciation of the exchange rate results in increases in prices and interest rates while money and wealth decrease. Domestic output falls as a result of the net impact of the import and export prices on the domestic trade balance. Surprisingly, the foreign wealth shock does not benefit the domestic economy.

#### **5. Import price shock**

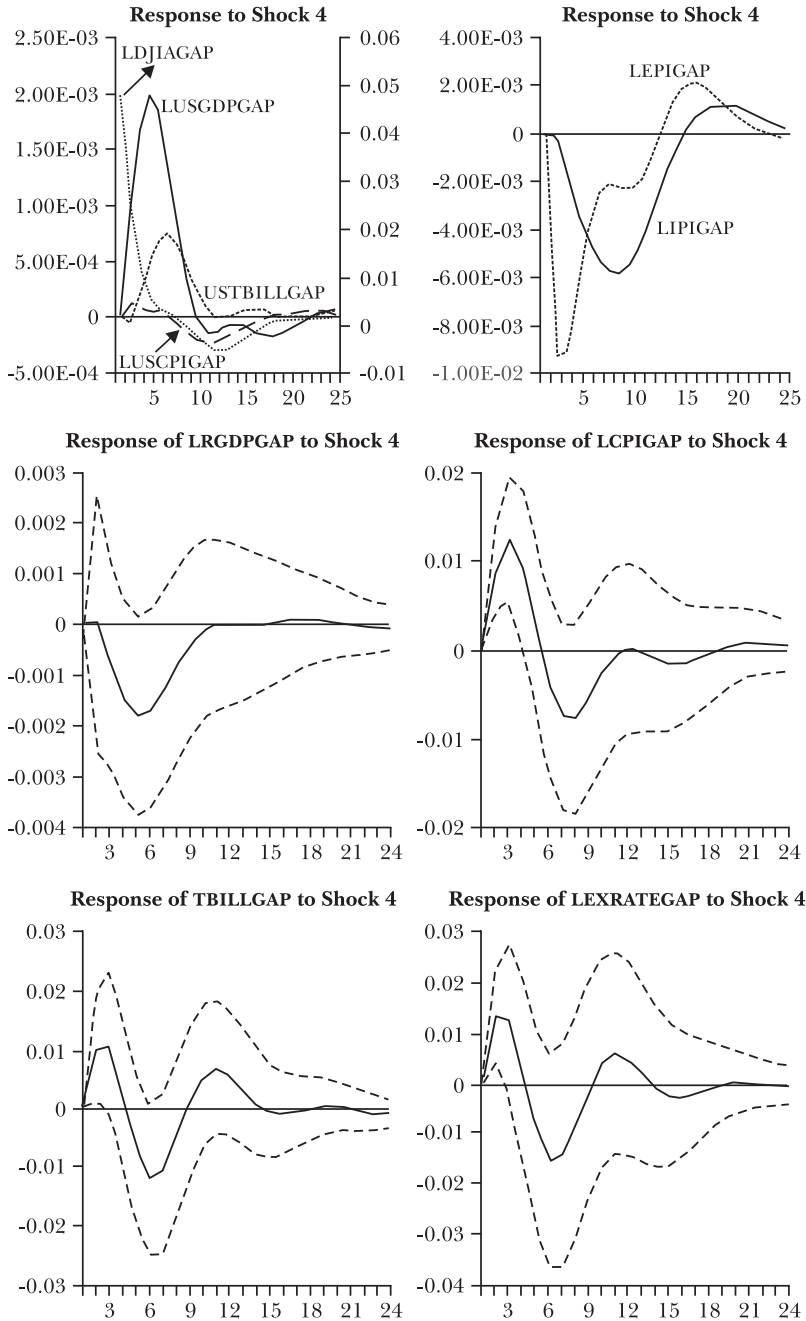
A positive impulse to import prices results in a gradual increase

**FIGURE 6. RESPONSE TO FOREIGN PRICE SHOCK**



NOTE: The secondary (right hand side) axis in the first impulse response is for the DJIAGAP.

**FIGURE 7. RESPONSE TO FOREIGN WEALTH SHOCK**



NOTE: The secondary (right hand side) axis in the first impulse response is for the DJIAGAP.

in export prices, which peaks after approximately 4 quarters. This would indicate that the exports of the domestic economy have a high import content. Domestic output increases initially as the initially price changes could have a positive impact on the trade balance. Subsequently, output decreases for approximately 12 quarters before returning to a steady state equilibrium.

Inflation responds immediately to the import price shock with price increases lasting approximately 13 quarters before a period of price corrections which last for an additional 11 quarters. The exchange rate responds with an initial depreciation followed by a sustained period of appreciation as the current account adjusts to the imbalance created by the changes in import and export prices. Output and inflation increases and the monetary policy response seem pro-cyclical as interest rates decrease. This response may explain the sustained impact on domestic prices.

## **6. Export price shock**

A positive export price impulse results in increases in export prices for approximately 5 quarters. Import prices also increases, but the impact lasts approximately 12 quarters. The net impact of the import and export prices on the trade balance is an initial decrease in output for the first 3 quarters. Output then increases for the next 7 quarters. The output dynamic results in an initial fall in domestic prices over the first 4 quarters followed by price increases for the next 7 quarters. T-bill and exchange rates follow the pattern of price changes, with money demand mirroring these results. Wealth increases for 14 quarters with the rate of increase peaking in the 3<sup>rd</sup> quarter as a result of the increased earnings from exports, and the substitution effect from the initial interest rate reductions in the first four quarters.

## **7. Weather shock**

The impact of a positive weather impulse on the domestic economy is an immediate increase in output, which peaks after two quarters.<sup>5</sup> This is followed by decreases in output between

<sup>5</sup> A positive weather impulse refers to rainfall greater than normal levels. This measure does not abstract from hurricanes and floods, which typically result in initial declines in output but are usually followed by a recovery period of above normal output.

the 4<sup>th</sup> and 8<sup>th</sup> quarters until the economy returns to its long run equilibrium. The impact on prices is lagged as increases begin after 2 quarters and lasts until the 6<sup>th</sup> quarter. Prices then decline, then gradually returns to a steady to a steady state in the 12<sup>th</sup> quarter. Monetary policy responds by increasing interest rate in the second quarter to minimize the effect on inflation and exchange rate. In keeping with a priori expectations, the stock market response mirrors the dynamic response of the interest rate.

## **8. Tax shock**

In keeping with expectations, a positive shock to the tax rate results immediate decreases in output and wealth, with the decline in output lasting only 1 quarter. This results from the sharp reductions in disposable income and therefore output. The tax increase does not result in an immediate increase in spending therefore leading to a sharp improvement in the deficit ( $T - G$ ) position of the government. The initial decline in output triggers a reduction in prices. However, prices do not immediately increase with the subsequent expansion in the economy, which may indicate that the output expansion is supply driven. The price reductions causes an appreciation of the domestic currency, which is supported by increases in the domestic interest rate as the monetary authority seeks to reduce any possible inflationary impact of the output expansion.

## **9. Government consumption shock**

A positive shock to government spending, results in immediate reductions in domestic output as domestic investments are crowded out. Following the increased spending, taxes decline as a result of the reduced revenues resulting in a sustained deterioration in the government's fiscal position ( $T - G$ ) for the next 3 quarters. Prices decline marginally as a result of the initial fall in output, but increases for the next 3 quarters during the period of deterioration of the fiscal position. Again the monetary policy response shows an increase in interest rates to reduce the magnitude of the domestic price and exchange rate increases. As with the tax shock, the impact on prices, exchange rates and interest rates lasts more than 20 quarters.

## **10. Domestic output shock**

A positive domestic output shock is short lived as the impact

dissipates almost immediately. The impact on the nominal variables however, is more prolonged as prices and exchange rate increases last for approximately 8 quarters. The monetary policy response seems initially pro-cyclical, as there is an initial decline in interest rates followed by a sustained increase in rates between the 2<sup>nd</sup> and 7<sup>th</sup> quarter. This differs significantly from the counter cyclical policy action seen in the foreign economy where interest rates are increased immediately following an output shock to reduce the inflation impulses. The subsequent sustained increase in the rates may be to correct for the increased domestic prices, which may have been magnified by the initial policy action. Wealth responds positively and immediately to the output impulse and the response last for 11 quarters.

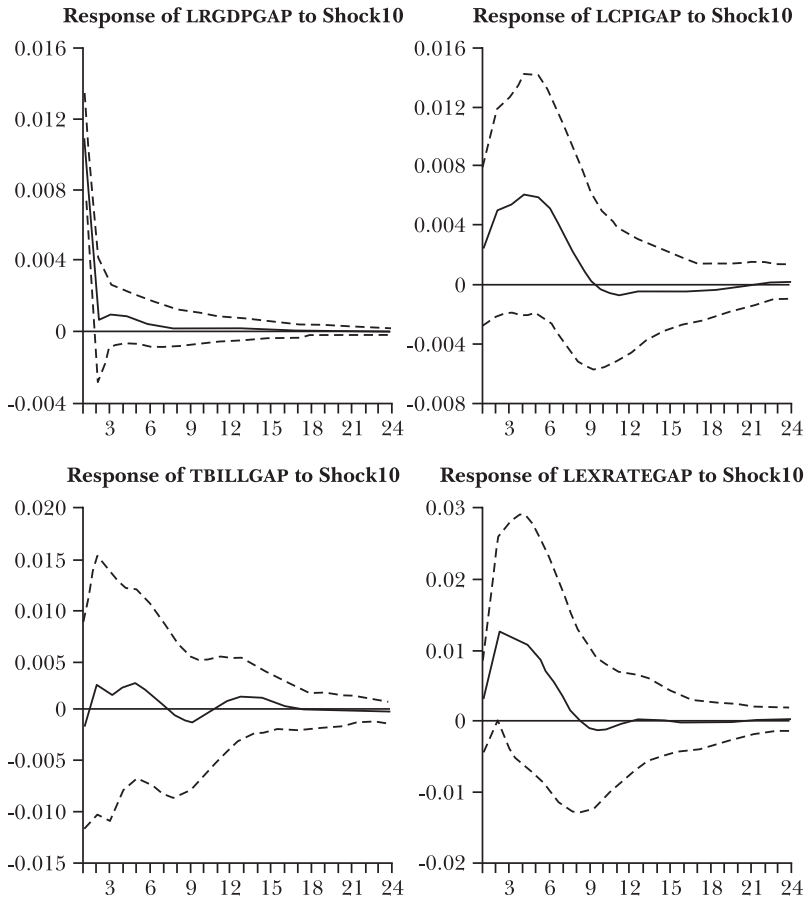
The variance decomposition in Table 3 indicates that the main drivers of the domestic output are foreign prices, import prices, taxes, government consumption, the opportunity cost of holding money and money stock. Also important are foreign output, foreign interest rates, export prices and domestic wealth. Interestingly, domestic prices, interest rate and exchange rate are not amongst the leading drivers of the business cycle. From a policy perspective, fiscal policy seems to dominate and has a direct impact on policy whilst the monetary policy impact seems indirect. The domestic interest rate impact is minimal. However, the opportunity cost of money and the changes in the money stock seem to be as dominant as the fiscal variables. Therefore the potential impact of monetary policy may outweigh the dominance of fiscal policy but the challenge for the monetary authority is the accuracy in measuring the policy impact through the numerous indirect channels.

With regards to the relative importance of foreign versus domestic shocks for driving the Jamaican business cycle, foreign factors account for approximately 35% of the output dynamics in the 10<sup>th</sup> quarter. Thus domestic variables dominate the Jamaican business cycle, but foreign variables do play a major role. It is therefore critical for domestic policy to accurately take account of the foreign variables in all its stabilization policies.

## **11. Domestic price shock**

A positive domestic price impulse results in a gradual increase in output that peaks after two quarters before the rate of increase dissipates by the 6<sup>th</sup> quarter. The increased output may be due to the impact of the depreciation, which results from the

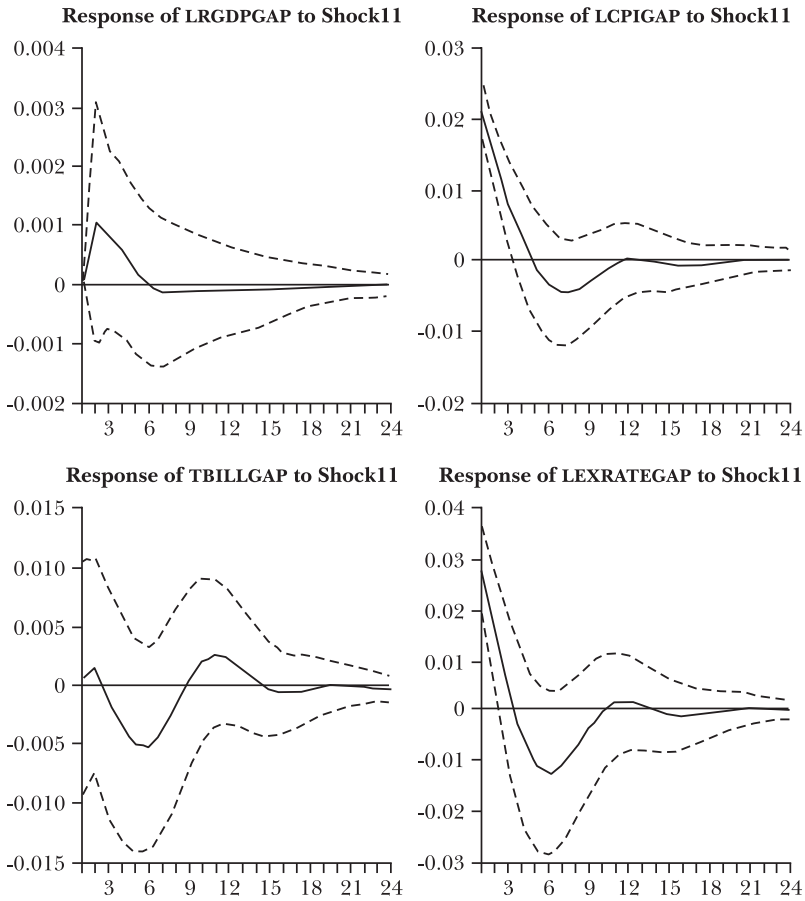
FIGURE 13. RESPONSE TO DOMESTIC OUTPUT SHOCK



changes in the foreign and domestic price differential. Interest rates increase for the first two quarters then is followed by a sharp decline as the initial adjustment causes prices to correct sharply in the 5<sup>th</sup> quarter. The exchange rate and money follow the price dynamic due to the high degree of currency substitution and the high pass-through of prices to exchange rate and exchange rate to prices. This is consistent with the expectations of a small open economy, which operates a floating exchange rate. As a price taker, the exchange rate adjusts rapidly to any disequilibrium between foreign and domestic prices.

An examination of the variance decomposition in Table 4 indicates that the main drivers of domestic inflation are foreign inflation, exchange rate, money stock and wealth, each accounting for more than 10% of the variance at some point in the 10 quarter

FIGURE 14. RESPONSE TO DOMESTIC PRICE SHOCK



horizon. Though the absolute share is not large, imported inflation is the only variable that impacts immediately on domestic inflation.

## 12. Domestic interest rates shock

The domestic interest rate impulse is long lived as the impulse last approximately 20 quarters with bouts of rate increases and decreases until the impulse completely dissipates. This response implies the economy's reaction to the impulses is not smooth and necessitates corrective actions of negative and positive rate adjustments before reaching a steady state. Output responds by starting to decline in the 2<sup>nd</sup> quarter. The fastest rate of reduction is seen in the fourth quarter and the output returns to a steady state by the 16<sup>th</sup> quarter.



The variance decomposition in Table 6 shows that the initial change in the interest rate is dominated by the influence of money, output, exchange rate and foreign interest rates. Over the 10 quarters, foreign and domestic interest rates, prices, domestic money stock and exchange rate, dominate the interest rate determination. These factors all determine a managed floating exchange rate in a PPP, UIP framework. This illustrates the weight the monetary authority places on the exchange rate and other nominal variables relative to output.

### **13. Domestic exchange rate shock**

A positive shock to domestic exchange rate leads to an increase in domestic output that last 14 quarters, with the peak rate of increase in the 4<sup>th</sup> quarter. This may be as a result of the impact of depreciation on the trade balance. Domestic wealth also increases as a result of the higher net export earnings. In response to the depreciation, the monetary policy response is a gradual increase in domestic interest rates to stabilize the exchange rate and reduce the inflationary impact on the domestic market. Again, the gradual monetary policy response might be the reason for the persistence in the inflationary impact on the economy, which lasts 4 years. The increase depreciation lasts 7 quarters, and there is no negative correction in the rate, thus settling at a higher nominal steady state level.

### **14. Domestic money shock**

The positive money impulse results in an increase in output, which lasts 12 quarters, and the rate of increase is highest in the 2<sup>nd</sup> quarter. This positive money supply shock is offset by increases in interest rates to reduce the inflationary impact of the monetary expansion. The action seems to over compensate for the monetary expansion and leads to an appreciation of the domestic currency, which results in price reductions. Domestic wealth decreases for 13 quarters and the wealth takes more than 24 quarters to return to a stable long run equilibrium.

### **15. Domestic wealth shock**

A positive shock to domestic wealth leads to a decrease in domestic output for 1 quarter, followed by 16 quarters of increased output. The domestic interest rate is increased to reduce the levels of price increase and depreciation of the domestic

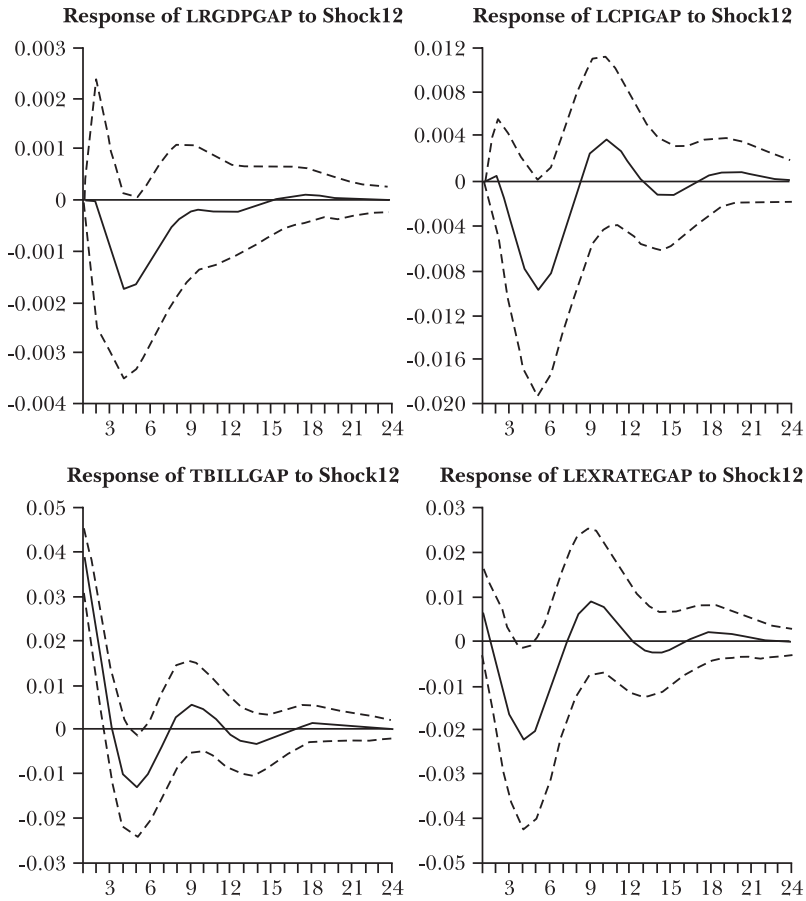
TABLE 4. VARIANCE DECOMPOSITION OF OUTPUT ( $y_t$ )

Period	S.E.	$y_t^*$	$i_t^*$	$p_t^*$	$q_t^*$	$pm_t^*$	$px_t^*$	$w_t$	$T_t$	$g_t$	$y_t$	$p_t$	$i_t$	$s_t$	$h2_t$	$m_t$	$q_t$
1	0.010	1.759	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.237	0.252	1.249	96.502	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.012	2.043	0.205	2.582	0.767	0.048	0.167	1.299	2.180	4.276	78.002	0.174	0.279	0.160	1.413	6.256	0.149
3	0.015	3.686	0.877	8.571	0.864	4.279	1.146	0.758	8.260	7.680	51.853	0.613	0.198	0.111	6.064	3.632	1.410
4	0.017	3.489	1.318	12.108	0.867	5.534	1.800	0.881	6.835	8.837	45.216	0.574	0.212	0.322	5.069	4.815	2.122
5	0.018	3.152	1.588	11.794	0.802	6.539	2.905	0.790	6.648	8.225	41.354	0.826	0.474	0.993	5.088	6.662	2.157
6	0.018	3.083	2.501	10.933	1.026	6.297	2.693	0.732	6.165	9.124	40.150	0.941	0.536	1.025	4.782	7.588	2.425
7	0.019	2.996	2.649	11.154	0.990	6.201	2.852	0.712	6.559	9.167	38.857	1.209	0.680	1.109	5.038	7.486	2.342
8	0.019	2.829	2.718	11.945	0.956	6.139	2.958	1.062	6.383	9.059	37.425	1.188	0.671	1.134	5.574	7.792	2.267
9	0.020	2.810	2.635	12.865	0.923	6.391	2.892	1.118	6.044	8.738	35.997	1.369	0.747	1.115	5.572	8.522	2.261
10	0.020	2.763	2.631	14.138	0.950	6.405	2.977	1.111	6.058	8.648	35.055	1.404	0.731	1.174	5.388	8.280	2.287

TABLE 5. VARIANCE DECOMPOSITION OF  $p_t$

Period	S.E.	$y_t^*$	$i_t^*$	$p_t^*$	$q_t^*$	$pm_t^*$	$px_t^*$	$w_t$	$T_t$	$g_t$	$y_t$	$p_t$	$i_t$	$s_t$	$h2_t$	$m_t$	$q_t$
1	0.016	0.000	0.000	0.000	0.000	1.855	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	98.144	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.027	2.151	1.010	0.642	0.008	2.450	0.055	1.934	5.456	0.457	2.191	59.487	0.113	9.697	1.703	10.860	1.786
3	0.039	1.585	0.506	3.891	0.324	1.208	0.199	0.925	2.997	2.077	1.047	57.280	1.843	8.434	0.839	13.517	3.328
4	0.048	1.015	0.644	2.940	0.289	1.620	0.577	1.570	1.985	2.689	0.872	48.957	1.696	11.400	0.620	13.319	9.856
5	0.054	1.678	0.665	5.630	0.411	1.301	0.828	1.259	1.746	3.624	0.801	45.415	2.241	10.221	0.649	11.352	12.180
6	0.058	1.986	0.585	7.692	0.978	1.149	2.875	1.156	1.893	4.678	0.801	40.219	1.979	9.995	0.673	9.968	13.372
7	0.061	3.023	0.585	10.461	1.947	1.623	3.641	1.486	1.825	4.810	0.889	36.270	1.828	9.248	0.746	9.511	12.108
8	0.064	3.518	0.632	12.247	2.648	1.834	4.997	1.474	1.779	4.634	0.825	33.769	1.688	8.852	0.813	9.033	11.257
9	0.065	3.731	0.625	12.561	3.010	1.967	4.969	1.654	1.744	4.475	0.815	32.892	1.681	8.742	0.798	8.739	11.598
10	0.065	3.696	0.626	12.451	2.984	1.951	4.908	1.637	1.825	4.446	0.899	32.599	1.709	8.672	0.823	8.792	11.982

**FIGURE 15. RESPONSE TO DOMESTIC INTEREST RATE SHOCK**



currency. Though the impact on wealth only lasts 5 quarters, the impact on the real and nominal variables in the economy lasts more than 20 quarters. The pattern of interest rate increases and price and exchange rate dynamics suggests that the stabilization is not smooth and it could be 18 quarters before interest rates are reduced.

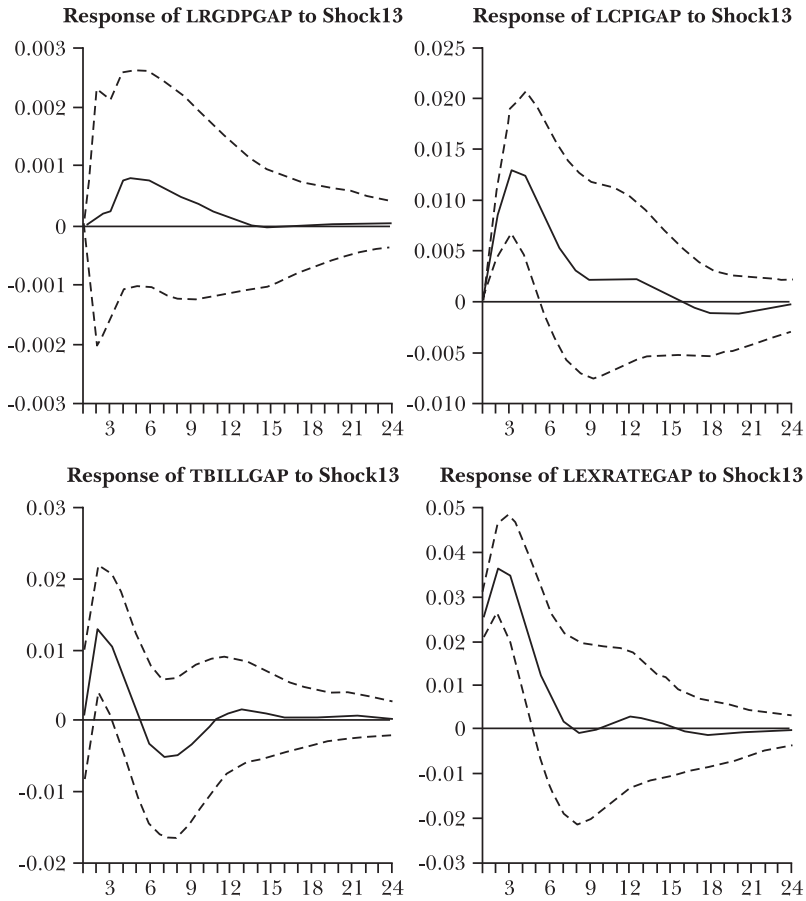
**16. Projection results**

VAR models have been noted for their usefulness as projection or forecasting models. The model was checked to ascertain its usefulness as a projection model for key variables in the domestic economy. One important difference between this model and other projection models of the economy is that no assumptions

TABLE 6. VARIANCE DECOMPOSITION OF  $i_t$ 

<i>Period</i>	<i>S.E.</i>	$y_t^*$	$i_t^*$	$\hat{p}_t^*$	$q_t^*$	$\hat{p}im_t^*$	$\hat{p}w_t^*$	$T_t$	$\mathcal{E}_t$	$y_t$	$\hat{p}_t$	$i_t$	$s_t$	$h2_t$	$m_t$	$q_t$
1	0.032	0.049	5.849	0.504	0.000	0.137	0.000	0.047	0.234	18.055	7.229	13.417	17.151	2.308	34.975	0.000
2	0.046	2.070	5.581	4.874	0.623	1.025	0.034	3.817	7.359	8.989	8.128	6.575	13.074	8.306	27.105	0.900
3	0.054	2.085	4.925	4.882	0.635	0.963	0.998	2.777	5.775	9.292	6.690	4.837	9.751	7.504	34.867	2.547
4	0.060	2.179	7.979	4.645	1.533	0.915	2.675	3.060	5.206	7.683	5.744	6.289	9.923	6.698	29.173	4.958
5	0.067	1.841	9.551	4.263	2.603	0.802	2.571	3.381	4.429	6.694	6.041	5.190	11.665	7.831	24.924	5.382
6	0.073	1.985	9.822	4.351	2.203	0.668	2.312	3.734	4.533	7.142	8.096	4.415	12.152	6.957	24.622	4.664
7	0.077	2.076	9.085	4.248	2.224	1.032	2.320	3.372	4.153	6.891	10.212	4.244	11.436	6.416	25.752	4.371
8	0.082	2.216	8.133	7.739	2.212	3.465	2.591	3.326	4.105	6.105	10.307	3.763	10.258	5.759	23.137	4.611
9	0.086	2.208	7.815	11.108	2.018	4.513	2.551	3.206	4.164	5.614	9.406	3.563	9.694	5.259	21.961	4.643
10	0.089	2.126	7.643	11.307	2.193	4.274	2.612	3.034	4.440	5.459	9.195	3.706	9.633	5.013	22.817	4.394

FIGURE 16. RESPONSE TO DOMESTIC EXCHANGE RATE SHOCK



are needed since all variables could be assumed endogenous and projected by the model. The system of equations in (2) is used to project each variable's transitory movement. The permanent movement of each variable is then projected as:

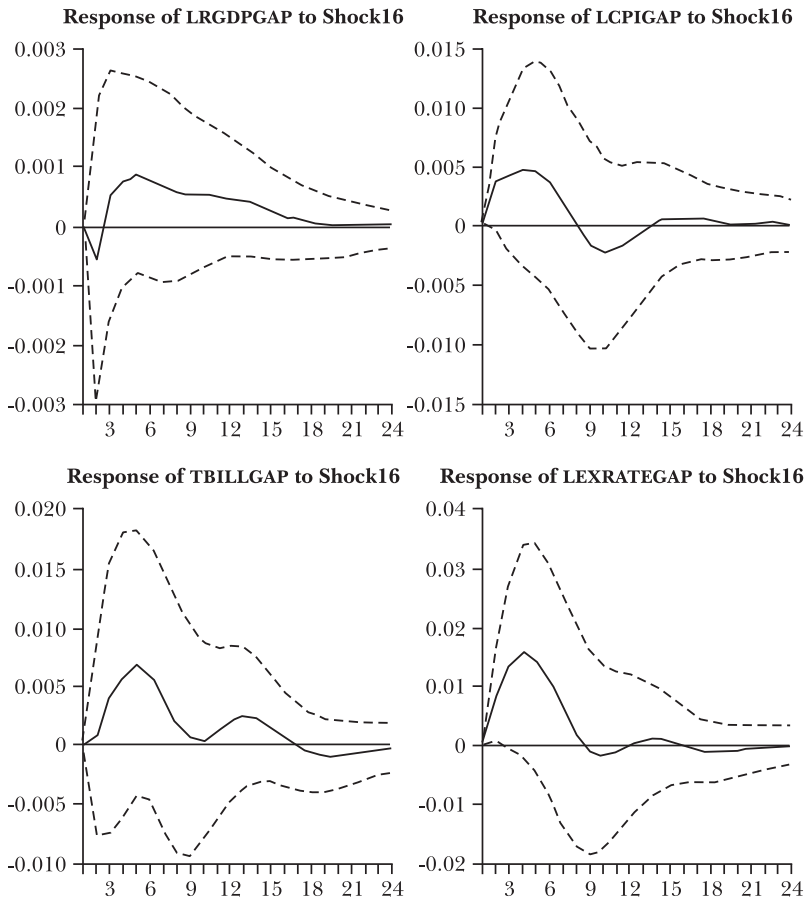
$$(5) \quad \hat{y}_t^p = \gamma_1 + \gamma_2 T_t + \gamma_3 y_{t-1}^p + \gamma_4 y_{t-2}^p$$

Therefore the projections for the vector  $y_t$  is calculated as:

$$(6) \quad \hat{y}_t = \hat{y}_t^t + \hat{y}_t^p$$

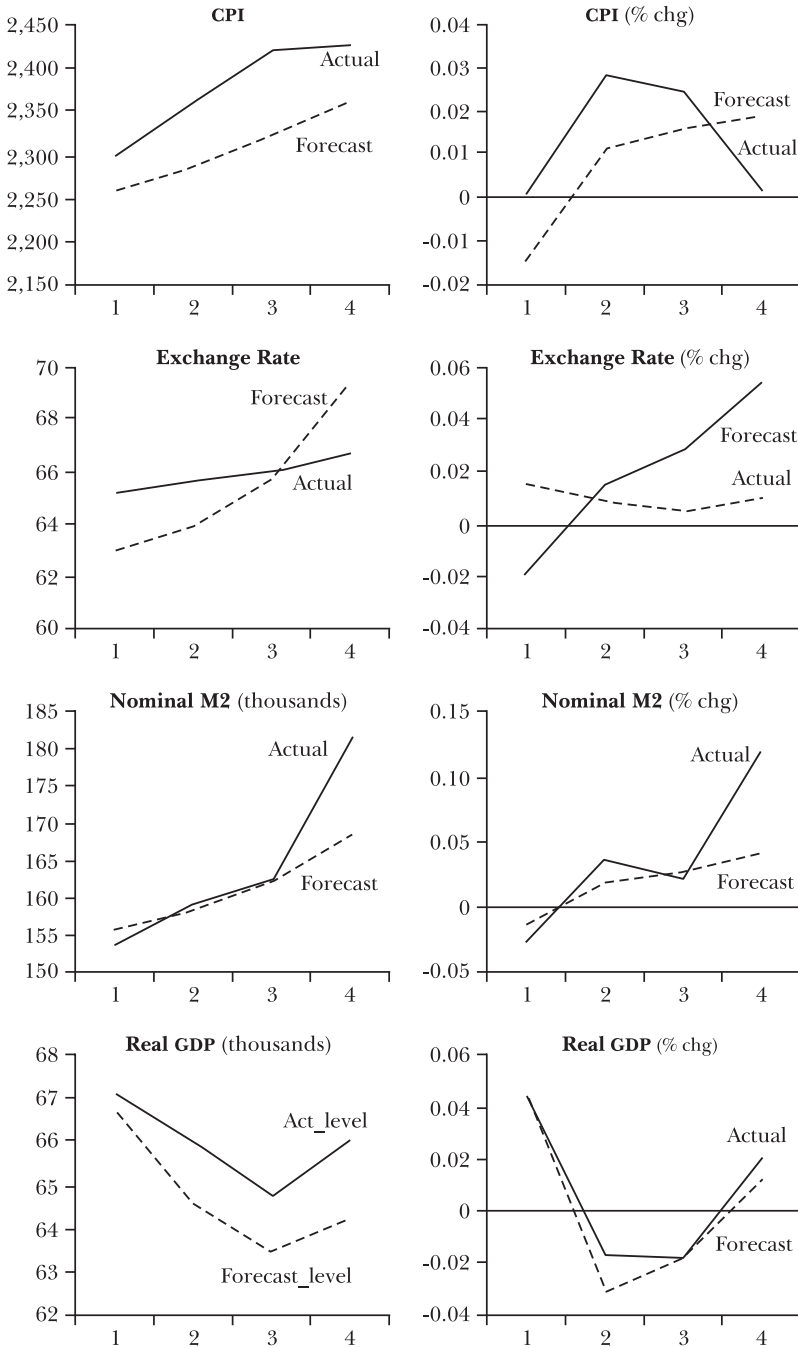
Each variable is then adjusted for seasonality and then compared to the first and second moments for the actual out-turn.

FIGURE 18. DOMESTIC WEALTH SHOCK



The model produces good out-of-sample forecasts for most of the domestic variables, with the exception being the exchange rate forecast. As the model is for the business cycle, it is not surprising that it does a good job at forecasting output. The forecast for money stock is also very accurate in picking the magnitude and direction of the changes in the equilibrium money stock. The forecast of inflation, though not as accurate, picks the turning points for the price changes. The exchange rate forecast is the least accurate. This may be due to the fact that the forecasts of its main determinants, foreign and domestic interest rates, differ from the path chosen by policy makers in both economies.

**FIGURE 19. FORECAST PERFORMANCE FOR SELECTED DOMESTIC VARIABLES, 2006**



## VII. CONCLUSIONS

The model produced some interesting insights of the main drivers of the Jamaican business cycle. It identified the monetary transmission channels and highlighted the current central bank strategies in stabilizing the business cycle. Also, the projection exercise illustrates the usefulness of such a model as an additional forecasting tool of many of the main macroeconomic indicators in the economy, particularly output.

The findings indicate that the main drivers of the Jamaican business cycle are foreign prices, import prices, taxes, government consumption, the opportunity cost of holding money and money stock. Also important are foreign output, foreign interest rates, export prices and domestic wealth. Interestingly, domestic prices, interest rate and exchange rate are not amongst the leading drivers of the real business cycle. Weather is an important determinant, but is currently not among the main drivers of output. This result is supported by the fact that the impact of hurricanes during the sample period did not result in recessions in the economy.

Examining the monetary transmission mechanism, changes in the target interest rate have been shown to have another key channel of transmission than those identified in Figure 1. Changes in the target rate have an immediate impact on money demand, exchange rate and wealth as proxied by the stock market index. This wealth channel is consistent with the findings of Mitchell (2005), which highlighted its importance as a target for monetary policy.

The domestic monetary policy responses to the business cycle and its determinants seem less precise than the response in the foreign economy. In some cases, the interest rate response could be pro-cyclical. In some cases, in which the responses were counter-cyclical, the responses seem reactive to the impulses and hence the impact on the nominal variables seemed to be propagated over a long horizon. There is some evidence that the initial policy response to some shocks were larger than required as these responses typically necessitate corrective measures following the initial policy action. This would also result in persistence in the shocks in particular to the nominal domestic variables. One challenge faced by monetary policy is its limited direct but significant indirect impact on output and prices. These channels have a significant international component, posing further challenges for domestic monetary policy. The relative importance of the terms of trade on the Jamaican



business cycle ensures that the exchange rate and its determinants are the primary focus of monetary policy to achieve its desired business cycle and inflation outcomes.

The test of the models usefulness as a forecasting tool, illustrated its potential for use in projecting key macroeconomic indicators. The forecast of real GDP and money supply seemed particularly accurate and could therefore prove to be a useful addition to the suite of models currently utilized in analysing monetary policy and forecasting the main macroeconomic indicators in the Jamaican economy. The dynamic modelling of the external sector should provide more consistent simulations of the different international policy scenarios than the traditional static approach. Additionally, as all variables are endogenous, this model allows for a comparison of actual data outturn versus some notion of an inherent equilibrium path.

## REFERENCES

- Allen, Courtney, and Wayne Robinson (2004), *Monetary Policy Rules and the Transmission Mechanism in Jamaica*, Bank of Jamaica (Working Paper).
- Bernanke, Ben (1986), "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 25, Autumn, pp. 49-99.
- Blanchard, Oliver, and Peter Diamond (1989), "The Beveridge Curve", *Brookings Papers on Economic Activity*, n<sup>o</sup> 1, pp. 1-60.
- Blanchard, Oliver, and Peter Diamond (1990), "The Cyclical Behaviour of the Gross Flows of US Workers", *Brookings Papers on Economic Activity*, n<sup>o</sup> 2, pp. 85-155.
- Blanchard, Oliver, and Danny Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-73.
- Buckle, Robert A., Kunhong Kim, Heather Kirham, Nathan McLellan and Jared Sharma (2002), *A Structural VAR Model of the New Zealand Business Cycle*, New Zealand Treasury (Working Paper, n<sup>o</sup> 02/26).
- Cushman, David O., and Tao A. Zha (1997), "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy Under Flexible Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, pp. 433-48.
- Dungey, Mardi, and Adrian Pagan (2000), "A Structural VAR of the Australian Economy", *The Economic Record*, vol. 76, pp. 321-42.

- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Mitchell, Neil (2005), *Asset Prices and Wealth Effects: Implications for Monetary Policy*, Bank of Jamaica Note.
- Murray, André D. (2005), *A Dynamic Computable General Equilibrium Model of the Jamaican Economy*, Bank of Jamaica (Working Paper).
- Robinson, John, and Wayne Robinson (1997), *Monetary Policy and the Jamaican Economy: A Study of the Transmission Mechanism*, Bank of Jamaica (Working Paper).
- Sargent, Thomas J. (1984), "Autoregressions, Expectations and Advice", *American Economic Review*, vol. 74, May.
- Shapiro, Mathew D., and Mark W. Watson (1988), "Sources of Business Cycle Fluctuations", in Stanley Fischer (ed.), *NBER Macroeconomic Annual*, MIT Press, Cambridge Massachusetts.
- Sims, Christopher A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol. 48, pp. 1-49.
- Sims, Christopher A. (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?", *Quarterly Review* (Federal Reserve Bank of Minneapolis), vol. 10.

## 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

# CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Regional de Bancos Centrales

[www.cemla.org](http://www.cemla.org)