

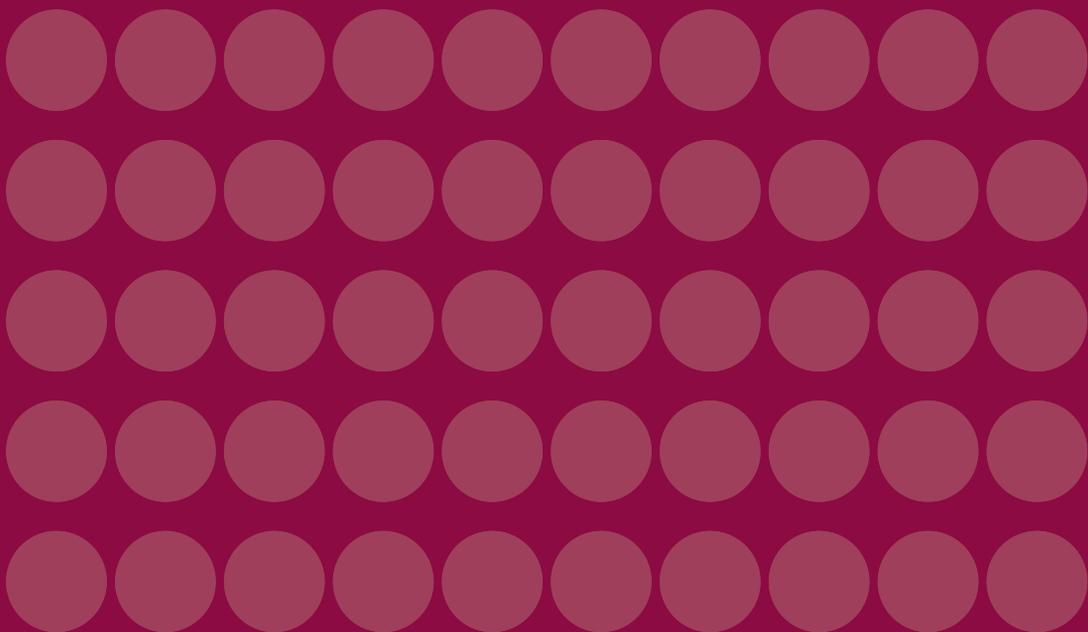


**CENTRO DE
ESTUDIOS
MONETARIOS
LATINOAMERICANOS**

Asociación Regional de Bancos Centrales

MONETARIA

Volumen XXXIII, número 2
abril-junio de 2010



CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*)

Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2009-2011

Presidente:

Banco de la República (Colombia)

Miembros:

Banco Central de la República Argentina

Banco Central do Brasil

Banco de México

Banco Central de Nicaragua

Central Bank of Trinidad and Tobago

Banco Central de Venezuela

COMITÉ EDITORIAL

Javier Guzmán Calafell

Director General

Luis Barbosa

Subdirector General

Fernando Sánchez Cuadros

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 Master Copy, S. A. de C. V., Av. Coyoacán n° 1450, Col. Del Valle, México D. F., 03220. 350 ejemplares. ISSN 0185-1136.

MONETARIA

VOLUMEN XXXIII, NÚMERO 2, ABRIL-JUNIO DE 2010

Adán Díaz Hernández

125 Modelo macrofinanciero de integración de riesgos para la banca central mexicana

Wendy Bolívar
Virginia Cartaya

179 Determinación de ciclos y tendencias en series de tiempo macroeconómicas mediante un enfoque bayesiano

Ignacio Lozano
Enrique Cabrera

207 Una nota sobre la sostenibilidad fiscal y el nexo entre los ingresos y gastos del Gobierno colombiano

Andrew Swiston

239 Efectos derivados para América Central a la luz de la crisis: ¡qué diferencia hace un año!

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). Consultas dirigirse a: 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.)

Adán Díaz Hernández

Modelo macrofinanciero de integración de riesgos para la banca central mexicana

I. INTRODUCCIÓN

La administración de riesgos se encuentra en el corazón de cualquier actividad bancaria, y por ende, la banca central no está exenta. Una de las funciones primarias de los bancos centrales es la de mantener la estabilidad financiera, razón por la cual, se han caracterizado por adoptar un enfoque conservador en todos los aspectos de su operación. Aunque los diferentes bancos centrales adopten enfoques de operación específicos, sus objetivos giran en torno a la estabilidad financiera; en particular, la estabilidad de la moneda y del sistema financiero en su conjunto. Para que un banco central tenga éxito en cumplir su objetivo, es muy importante que cuente con la confianza de los demás participantes del mercado y, en consecuencia, pueda ser visto como una institución segura, estable y confiable.

Dada la importante tarea de mantener la estabilidad y buena

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de A. Díaz Hernández, University of Essex, Reino Unido. Actualmente el autor es consultor en medición y administración de riesgos financieros y de seguros. Correo electrónico: (adan_dh@yahoo.com.mx).

reputación de la institución, la administración de riesgos representa un papel de suma importancia para la banca central, la cual además está expuesta a una gran variedad de riesgos tanto financieros como no financieros. Para muchos bancos centrales, una parte significativa de los riesgos financieros inherentes en su balance proviene de los activos en reservas internacionales. Una buena administración de reservas internacionales garantiza la capacidad de intervenir en los mercados internacionales cuando sea necesario, con la minimización de los costos de mantener dichas reservas.

Recientemente, con el desarrollo de los mercados financieros, el papel de la administración de riesgos ha cambiado: de una perspectiva meramente de control de riesgos, a una administración más proactiva, comprensiva y dinámica que sirve como soporte en los procesos de las diversas áreas y unidades. Contar con un adecuado proceso sobre el manejo de los riesgos contribuye, entre otras cosas, a una eficiente aplicación y alcance de los objetivos de política de banca central en un ambiente de equilibrio de riesgo y rendimiento.

La reciente volatilidad de los mercados y los altos costos de las crisis financieras y económicas internacionales, destacan la necesidad de un sistema de integración de riesgos que permita respaldar el proceso de toma de decisiones de la política que se implementaría en el sistema. La motivación para proponer una metodología de medición integral de riesgos desde la perspectiva de un banco central está sustentada principalmente en dos aspectos:

- Existe una amplia literatura sobre la medición de los diferentes tipos de riesgo tales como de mercado, de crédito, operacional y de negocio. Sin embargo, para fundamentar las decisiones estratégicas es necesario contar con una imagen completa de los riesgos. La integración de riesgos, es decir, el desarrollo de una medida cuantitativa de riesgo que incorpore múltiples tipos de fuentes de riesgo a lo largo de diferentes taxonomías, es entonces particularmente importante.
- Los modelos y prácticas de la industria y el sector privado no son directamente aplicables dentro del contexto de un banco central ya que los objetivos de política inducen a medidas de administración de carteras muy específicas.

Definir el nivel óptimo de capital y su correcta asignación en las líneas de negocio son tareas sumamente importantes para cualquier tipo de empresa, y en el sector financiero, el tema ha cobrado particular atención. Actualmente, los grupos financieros tienen modelos específicos para evaluar los riesgos de mercado y crédito de sus posiciones y líneas de negocio, y se encuentran invirtiendo en modelos cada vez más sofisticados para asignar y cuantificar el riesgo operacional. La tendencia actual, consecuencia de los Acuerdos de Basilea II, se centra en el tema de la agregación de riesgos. La medición individual de los diferentes tipos de riesgo no es suficiente para determinar si la institución tiene el monto *correcto* de capital y cómo asignar dicho capital entre las diferentes unidades de negocio y fuentes de riesgo. Para resolver estas preguntas se requiere la capacidad de determinar una medida integrada del capital en riesgo requerido por el banco con la finalidad de cubrir las pérdidas potenciales. Los métodos empleados en la industria por el sector financiero se encuentran en etapas muy tempranas de evolución y en general no están diseñados para el contexto de la banca central. Con base en lo anterior, el modelo propuesto se ha diseñado en torno a dos de sus ejes fundamentales:

- i) La incorporación de variables macro económicas y financieras (factores de riesgo comunes) en un modelo que capture los efectos de los principales canales de transmisión de la política monetaria.
- ii) Modelación de la dependencia conjunta de los factores y parámetros de riesgo que determinan las pérdidas por tipo de riesgo, unidades y procesos.

Para la primera directriz, se utilizan los modelos de series de tiempo multivariados: vectores autorregresivos (VAR) y modelos generalizados de heterocedasticidad condicional (MGARCH) para modelar indicadores macro (producción, agregados monetarios, inflación, expectativas de inflación, tasa objetivo), conjuntamente con las variables financieras de tasas de interés y tipo de cambio. Respecto a la segunda, se aplican modelos de series de tiempo univariados y cópulas para capturar adecuadamente los movimientos conjuntos

entre los parámetros y factores de riesgo que determinan las pérdidas de las posiciones del balance.

Los modelos obtenidos en las etapas (i) y (ii) tienen factores comunes que permiten encontrar funciones liga entre el resto de las variables. El modelo permite, por tanto, llevar a cabo la simulación conjunta de escenarios posibles de los parámetros y factores de riesgo para obtener pérdidas con horizonte anual, por cada uno de los tipos de riesgo considerados (mercado, crédito y operacional), así como a lo largo de todas las unidades y procesos del banco.

Finalmente, para la determinación del capital en riesgo o capital económico (CE), se estiman las medidas de riesgo valor en riesgo (Var_q) y déficit esperado (ES_q), al nivel de confianza elegido q , de las distribuciones de pérdida obtenidas.

Para llevar a cabo los análisis anteriores, es necesario el uso de métodos de estimación robustos para cópulas y medidas de dependencia. Adicionalmente, se implementa un método de la teoría de valores extremos (TVE) para la correcta modelación del área de la cola de las distribuciones de pérdida.

Lejos de sugerir un esquema de administración de riesgos para el Banco de México, se proponen lineamientos generales para realizar la integración de sus riesgos cuantificables que permita a la banca central contar con elementos conceptuales y metodológicos para determinar una medida agregada de riesgo por tipo de riesgo, cartera, área o unidad organizacional y procesos internos. El beneficio de cuantificar los riesgos a través de diferentes dimensiones y niveles de granularidad específicos permiten a las instituciones entender, desde una perspectiva amplia, los riesgos que enfrentan, con la finalidad de desarrollar estrategias para su manejo y mitigación, así como el alcance de sus objetivos institucionales.

La literatura reciente cuenta con muy pocos trabajos que estudien el enfoque de agregar los diferentes tipos de riesgos marginales al riesgo total para la banca central. Matten (2000) es uno de los primeros en plasmar la importancia de desarrollar una medida general del capital en riesgo combinado con diferentes tipos de riesgo, adoptando una perspectiva pragmática desde el punto de vista interno de un banco. Estudios más recientes se han enfocado en las mejores prácticas en cuanto a la agregación de riesgos (BCBS, 2008) y se han propuesto técnicas de agregación (Alexander y Pezier, 2003;

Dimakos y Aas, 2003; Pezier, 2003). Con respecto a los problemas presentados en las medidas de dependencia tales como la correlación lineal comúnmente utilizada al momento de agregar la distribución de los rendimientos (Embrechts, McNeil y Straumann, 1999), existe un gran interés en el papel que juegan las cópulas en la agregación de los mismos. Un trabajo muy interesante para estimar los beneficios de la diversificación, lo presentan Kuritzkes y Schuermann (2002).

El presente documento se encuentra dividido en tres secciones principales y un apartado de conclusiones. En la primera sección se introducen los conceptos y bases generales empleados en la administración de riesgos cuantitativa, así como el contexto general para la medición de los diferentes tipos de riesgos que enfrentan las instituciones financieras, en particular, la banca central. En la segunda sección se describe la metodología de integración de riesgos propuesta, sus modelos particulares de medición, así como los procedimientos y algoritmos que se utilizarán en la cuantificación del *CE* por tipo de riesgo, cartera, unidad organizacional y procesos. En la tercera sección se lleva a cabo la implementación de dicha metodología para la medición de los riesgos de los principales rubros del balance del Banco de México.

Las conclusiones principales sostienen que la metodología planteada permite incorporar los efectos de variables macro económicas y financieras que intervienen en el mecanismo de transmisión de la política monetaria, con los factores y parámetros de riesgo que afectan directamente el tamaño de las pérdidas en las posiciones del balance de la institución por los diferentes tipos o fuentes de riesgo, y más aún, a lo largo de su taxonomía interna de unidades y procesos. El ejercicio de agregación empírico indica que las cópulas agrupadas del tipo t de Student ofrecen mejores resultados en la modelación del comportamiento de las pérdidas extremas con respecto a estructuras de dependencia alternativas comúnmente utilizadas en la práctica, como son las cópulas de independencia, gaussiana y t simétrica. Las bondades de la cópula t agrupada sobre los modelos alternativos se deben principalmente al hecho de que ésta permite caracterizar en forma adecuada comportamientos de pérdidas extremas bien diferenciados a lo largo de la taxonomía propia de la institución.

Los resultados del documento son, en cierta manera,

novedosos pues no existen antecedentes en la literatura local en donde se muestren conjuntamente las siguientes tres características de la metodología aquí propuesta. Primero, el uso comparativo de cópulas multivariadas para ajustar el mejor modelo de dependencia entre carteras, unidades, procesos y tipos de riesgo. En segundo lugar, el análisis de las bondades de la diversificación de una cartera que incluye grupos con diferentes índices de dependencia extrema; y, finalmente, la aplicabilidad de las estructuras de series de tiempo multivariadas para describir el comportamiento de los rendimientos de los factores de riesgo de mercado.

La mayor virtud de la metodología aquí expuesta es la gran flexibilidad que ofrece al administrador de riesgos para modelar no sólo la dependencia existente entre los factores de riesgo sino, también a lo largo de diversas dimensiones (unidades, procesos, carteras y tipos de riesgo), aspectos que no son posibles de encontrar en los modelos tradicionales de la industria.

II. ADMINISTRACIÓN Y MEDICIÓN DE RIESGOS

En esta sección se tratan, de manera muy general, las bases de la administración de riesgos cuantitativa, así como algunos de los modelos estándar para medir varios de los riesgos que enfrentan las instituciones financieras, y en particular, la banca central. Para abordar tales modelos desde una perspectiva sólida y bien fundamentada, en la primera subsección se plantea el marco de referencia probabilista necesario de la modelación de los riesgos, así como las definiciones formales de riesgo, pérdida y ganancia, factores de riesgo y mapeo. La notación utilizada corresponde a la práctica y literatura actuales y sigue algunas precisiones como en Embrechts, McNeil y Frey (2005). Para la segunda subsección se presta particular atención a los conceptos de valor en riesgo (Var_q) y de déficit esperado (ES_q), en el contexto de medidas de riesgo coherentes.

1. Factores de riesgo y distribuciones de pérdidas

a) Definiciones generales

La incertidumbre sobre los estados futuros de las variables

aleatorias (v.a.) consideradas en este documento se representan a través de un espacio de probabilidad $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$. Consideremos una cartera definida como una colección de acciones, bonos, derivados, créditos riesgosos o incluso la posición total de los activos de una institución. Denotemos $V(s)$ al *valor* de dicha cartera al tiempo s y supongamos que la v.a. $V(s)$ es observable al tiempo s . Para un horizonte de tiempo dado Δ , la pérdida de la cartera sobre el periodo $[s, s + \Delta]$ está dada por:

$$L_{[s, s+\Delta]} := -(V(s + \Delta) - V(s)).$$

Mientras que $L_{[s, s+\Delta]}$ se supone observable al tiempo $s + \Delta$, típicamente se considera aleatoria al tiempo s . A la distribución de $L_{[s, s+\Delta]}$ se le llama distribución de pérdidas. En la práctica común de la administración de riesgos el interés se centra en lo que se conoce como la distribución de pérdidas y ganancias (P&L). Esta es la distribución del cambio en el valor $V(s + \Delta) - V(s)$, es decir, de la variable aleatoria $-L_{[s, s+\Delta]}$. Dado que la ocurrencia de grandes pérdidas en el valor de la cartera es una preocupación constante para los administradores de riesgos, el análisis se enfoca generalmente en la cola superior de la distribución de pérdidas.

Para denotar un proceso genérico $Y(s)$ en unidades de tiempo Δ se define el proceso de series de tiempo asociado mediante $Y_t := Y(t\Delta)$. Con esta notación, la pérdida se puede escribir como:

$$(1) \quad L_{t+1} := L_{[t\Delta, (t+1)\Delta]} = -(V_{t+1} - V_t).$$

En la medición de los riesgos de mercado, con frecuencia se trabaja con modelos financieros en donde el tiempo del calendario s se mide en años, las tasas de interés y las volatilidades se cotizan en una base anual, y el horizonte de tiempo de medición de riesgos suele ser de un día ($\Delta = 1/365$ o bien $\Delta \approx 1/250$).¹ En los riesgos de crédito, operacional y de seguros, por ejemplo, el interés se centra en las pérdidas ocurridas dentro de un horizonte anual.

¹ La última convención principalmente se utiliza en los mercados de derivados sobre acciones ya que existen aproximadamente 250 días hábiles de operación en un año.

De acuerdo con los estándares de la práctica de la administración de riesgos, el valor V_t se modela como una función del tiempo y un vector aleatorio d -dimensional $\mathbf{Z}_t = (Z_{t,1}, \dots, Z_{t,d})$ de factores de riesgo, es decir, se considera la siguiente representación:

$$(2) \quad V_t = f(t, \mathbf{Z}_t),$$

para alguna función medible $f: \mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$. Comúnmente se asume que los factores de riesgo son observables de tal forma que \mathbf{Z}_t es conocida al tiempo t . La elección de los factores de riesgo y la función f implica realizar una modelación que varía de acuerdo con la cartera de que se trate, así como del nivel de precisión deseado. Los factores de riesgo utilizados con mayor frecuencia son los precios logarítmicos de los activos financieros así como tasas y tipos de cambio logarítmicos. A la representación del valor de la cartera en la expresión (2) se le conoce como mapeo de riesgos.

Se define la serie de cambios en los factores de riesgo $(\mathbf{X}_t)_{t \in \mathbb{N}}$ por $\mathbf{X}_t := \mathbf{Z}_t - \mathbf{Z}_{t-1}$; que representan objetos de interés en una gran cantidad de estudios estadísticos de series de tiempo financieras. Utilizando el mapeo (2), las pérdidas de la cartera pueden escribirse como:

$$(3) \quad L_{t+1} = -\left(f(t+1, \mathbf{Z}_t + \mathbf{X}_{t+1}) - f(t, \mathbf{Z}_t)\right).$$

Dado que Z_t es conocida al tiempo t , la distribución de las pérdidas se determina por la distribución del cambio en el factor de riesgo X_{t+1} .

Si f es diferenciable, se considera una aproximación de primer orden L_{t+1}^Δ de las pérdidas en (3) de la forma:

$$(4) \quad L_{t+1}^\Delta := -\left(f_t(t, \mathbf{Z}_t) + \sum_{i=1}^d f_{z_i}(t, \mathbf{Z}_t) X_{t+1,i}\right),$$

donde los subíndices para f denotan derivadas parciales. La notación L^Δ se deriva de la terminología estándar *delta* en las coberturas de derivados.

La aproximación de primer orden es conveniente debido a que permite representar las pérdidas como una función *lineal* de los cambios en los factores de riesgo. La calidad de la aproximación (4) es mejor si los cambios del factor de riesgo tienden a ser pequeños (es decir, si se está midiendo el riesgo

para un horizonte corto de tiempo) y si el valor de la cartera es casi lineal en los factores de riesgo (es decir, si la función f tiene segundas derivadas cercanas a cero).

Distribuciones de pérdidas condicionales y no condicionales

Como ya se ha mencionado, es común que en la administración de riesgos tengamos que decidir si estamos interesados en las distribuciones de pérdidas condicionales o no condicionales. Ambos enfoques son relevantes para fines de administración de riesgos, pero es importante tener clara la distinción entre estos dos conceptos.

Las diferencias entre las distribuciones de pérdidas condicionales y no condicionales dependen de las propiedades de las series de cambios en los factores de riesgo $(\mathbf{X}_t)_{t \in \mathbb{N}}$. Supongamos que los cambios en los factores de riesgo forman una serie de tiempo estacionaria con una distribución estacionaria F_x en R^d . Esencialmente, esto significa que la distribución de $(\mathbf{X}_t)_{t \in \mathbb{N}}$ no resulta afectada ante cambios en el tiempo. Un gran número de modelos de series de tiempo utilizados en la práctica para la modelación de $(\mathbf{X}_t)_{t \in \mathbb{N}}$ satisface esta propiedad.

Dado un punto en el tiempo t (tiempo actual), denotamos por \mathfrak{F}_t a la sigma-álgebra que representa la información disponible al tiempo t . Típicamente, a $\mathfrak{F}_t = \sigma(\{\mathbf{X}_s : s \leq t\})$, la sigma-álgebra generada por los cambios en los factores de riesgo pasados y actuales, se le denomina historia hasta el tiempo t (incluyéndolo). Se denota $F_{X_{t+1}|\mathfrak{F}_t}$ a la distribución condicional de \mathbf{X}_{t+1} dada la información actual \mathfrak{F}_t . En una gran cantidad de modelos de series de tiempo no estacionarias relevantes en la administración de riesgos, $F_{X_{t+1}|\mathfrak{F}_t}$ no es igual a la distribución estacionaria F_x . Un ejemplo al respecto, son los modelos de la familia GARCH (Tsay, 2001). En este tipo de modelos, la varianza de la distribución condicional de \mathbf{X}_{t+1} es una función de la historia de los cambios en los factores de riesgo y posiblemente de sus propios valores rezagados. Por otro lado, si $(\mathbf{X}_t)_{t \in \mathbb{N}}$ es una serie independiente e idénticamente distribuida (i.i.d.), se tiene que $F_{X_{t+1}|\mathfrak{F}_t} = F_x$.

Formalmente, para $l \in R$ tenemos:

$$F_{L_{t+1}|\mathfrak{F}_t}(l) = P(L_{t+1} \leq l | \mathfrak{F}_t),$$

es decir, la distribución condicional de las pérdidas proporciona la distribución condicional de la pérdida L_{t+1} en el siguiente periodo dada la información actual \mathfrak{I}_t . Las distribuciones condicionales son particularmente relevantes en la administración de riesgos de mercado.

Por otro lado, la distribución de pérdidas no condicionales $F_{L_{t+1}}$ se define como la función de distribución de $l_{[t]}(\cdot)$ bajo F_X . Si consideramos un cambio genérico del factor de riesgo \mathbf{X} con la misma distribución $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_t$, podemos obtener la distribución de pérdidas no condicionales. Esta distribución es de particular interés cuando el horizonte de tiempo sobre el que se miden las pérdidas es relativamente grande, como es el caso de los riesgos de crédito y de seguros. En particular, si los cambios del factor de riesgo forman una secuencia i.i.d., las distribuciones de pérdidas condicionales y no condicionales coinciden.

Las técnicas de medición basadas en distribuciones de pérdidas condicionales con frecuencia son referidas como administración de riesgo condicional o dinámico; en tanto que para las distribuciones de pérdidas no condicionales se les conoce como administración de riesgo estático.

El mapeo de riesgos en carteras de activos financieros muy específicos consiste en establecer la relación funcional entre el valor del activo y los factores de riesgo inherentes que lo afectan. Al respecto, se recomienda al lector remitirse a los trabajos del *RiskMetrics Group* contenidos en el Documento Técnico de RiskMetrics (JP Morgan, 1996); un excelente resumen actualizado, el cual también discute algunos desarrollos académicos recientes, es el que elaboran Mina y Xiao (2001). El mapeo de posiciones se discute en Jorion (2001) y Dowd (1996). Las diferencias entre la administración de riesgos condicional y no condicional se destacan en los trabajos de McNeil y Frey (2000).

Aunque desde un punto de vista teórico no son del todo satisfactorias, las coberturas basadas en duración son muy populares en la industria. Para una discusión detallada de duración y su aplicación en la administración de riesgo de tasa de interés, referimos a los lectores a libros de texto estándar en finanzas tales como Jarrow y Turnbull (1999) o Hull (2008).

Los enfoques de medición y mapeo de riesgo de mercado

para carteras de instrumentos derivados que utilizan aproximaciones de primero y segundo orden para la distribución de pérdidas (método delta-gamma) como en (4), se discuten en Duffie y Pan (1997), Rouvinez (1997), Duffie y Pan (2001), por mencionar algunos.

2. Medición de riesgos

a) Medidas de riesgo coherentes

Con un enfoque probabilístico, el riesgo se define como una v.a. que asigna a los estados futuros de la naturaleza números reales que pueden representar pérdidas o ganancias. Entonces una medida de riesgo se considera como una función de valores reales sobre las v.a. de valores reales (riesgos). Las medidas de riesgo son herramientas útiles en la determinación del capital en riesgo y la suficiencia de capital, entre otros usos.

Para trabajar con medidas de riesgo aceptables, se requieren ciertas propiedades deseables de éstas, las cuales se especifican en la siguiente definición de medida coherente (Artzner, 1999):

Se dice que una medida de riesgo ρ es coherente si para X y Y v.a.:

- i)* Si $X \geq Y$ entonces $\rho(X) \geq \rho(Y)$ (monotonía)
- ii)* $\rho(X + Y) \leq \rho(X) + \rho(Y)$ (subaditividad)
- iii)* Para cada $\alpha \geq 0$ se cumple $\rho(\alpha X) = \alpha \rho(X)$ (homogeneidad positiva)
- iv)* $\rho(X + a) = \rho(X) + a$ para todo real a (invarianza bajo traslaciones)

Dada una v.a. X con función de distribución F , y un nivel de confianza $0 < q < 1$, a continuación se definen las medidas de riesgo más comunes.

Varianza:

$$\sigma_X^2 = \text{Var}(X) = E(X - E(X)).$$

Valor en riesgo:

$$VaR_q = F^{-1}(q) = \inf \{x | F(x) \geq q\}.$$

Déficit esperado:

$$ES_q = E(X | X > VaR_q).$$

De acuerdo con las definiciones anteriores, el VaR_q es un alto cuantil de la distribución de pérdidas F , y por su parte ES_q , también llamado esperanza condicional de la cola, es el tamaño esperado de una pérdida dado que el VaR_q ha sido excedido.

La varianza es un concepto fundamental en la teoría financiera cuando suponemos que los rendimientos siguen una distribución normal multivariada, y comúnmente es utilizada para seleccionar carteras óptimas (de mínima varianza) según el enfoque de Markowitz. Entre las principales desventajas de éste encontramos que es posible tener dos distribuciones bivariadas diferentes pero con iguales distribuciones marginales, varianza y covarianza, abriendo la posibilidad de tener dos carteras igualmente riesgosas según este enfoque, siendo que en realidad pueden representar diferentes riesgos (Embrechts, McNeil y Straumann, 1999).

Por su parte, el VaR_q es una de las medidas de riesgo más usadas, pero presenta el problema de que en general no satisface la propiedad de subaditividad (Artzner *et al.*, 1999). Por ejemplo, es posible tener una cartera dividida en subcarteras de manera que la suma del VaR_q que corresponde a las subcarteras sea menor que el VaR_q de la cartera total, es decir, en general no cumple la propiedad deseable de que el riesgo se disminuya con la diversificación de la cartera.

En contraste, el ES_q además de considerar el tamaño probable de una pérdida dado que se ha excedido el VaR_q , sí es una medida de riesgo coherente, en el caso en que la v.a. X sea continua.

b) Enfoques de medición de riesgo

Los enfoques existentes para medir el riesgo de una posición financiera pueden ser agrupados en cuatro categorías diferentes: enfoque de monto nocional, medidas de sensibilidad de factores, medidas de riesgo basadas en escenarios y medidas de riesgo basadas en la distribución de las pérdidas.

Enfoque de monto nocional. Este es el enfoque más antiguo para cuantificar el riesgo de una cartera de activos riesgosos. Con esta aproximación, el riesgo de la cartera se define como la suma del valor nocional de los activos individuales, en donde cada valor nocional puede ser ponderado por un factor representativo que corresponde a una asignación de riesgo de acuerdo con la clase a la que pertenece. Variantes de este enfoque siguen utilizando algunos de los métodos estándar de las reglas del Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (BCBS, 2004).

La ventaja del enfoque de monto nocional es su aparente simpleza. Sin embargo, desde un punto de vista económico este enfoque es imperfecto por un gran número de razones. En principio, no existe diferenciación entre posiciones cortas y largas, de manera que el concepto de neteo no es aplicable. Por ejemplo, el riesgo de una posición larga en una moneda extranjera cubierta con una posición corta compensatoria en un forward de tipo de cambio cuenta doblemente el riesgo de la posición en monedas no cubiertas. Más aún, este enfoque no refleja los beneficios de la diversificación en el riesgo total de la cartera. Por ejemplo, en este contexto es posible encontrar que una cartera de créditos bien diversificada cuyos incumplimientos son independientes tiene el mismo riesgo que una cartera no diversificada consistente de un sólo crédito.

Medidas de sensibilidad de factores. Las medidas de sensibilidad de factores capturan cambios en el valor de la cartera producto de variaciones predeterminadas en los factores de riesgo subyacentes. Entre las medidas de sensibilidad más populares se encuentran la duración (para carteras de bonos) y las griegas (para las carteras de instrumentos derivados). Mientras que este tipo de medidas proporcionan información útil sobre el valor de la cartera con respecto a ciertos eventos bien definidos, no pueden medir el riesgo total de una posición. Más aún, este tipo de medidas presentan problemas para fines de agregación de riesgos. Por lo tanto, este tipo de medidas no son muy útiles para decisiones de suficiencia de capital; sin embargo, al utilizarse en conjunto con otras medidas, pueden servir para asignar límites a las posiciones.

Medidas de riesgos basadas en escenarios. En este enfoque se considera un número dado de posibles cambios futuros de los factores de riesgo (escenarios) tales como un aumento de

10% en los tipos de cambio, una caída simultánea de 20% en índices accionarios o bien un aumento simultáneo de las tasas de interés, por mencionar algunos. Por lo tanto, el riesgo de la cartera se mide como la pérdida máxima generada de todos los escenarios, con una ponderación asignada menor a ciertos eventos extremos.

El enfoque de medición de riesgos basado en escenarios es una herramienta muy útil en la administración de riesgos para carteras que se exponen a un conjunto relativamente pequeño de factores de riesgo. Además, es posible obtener información complementaria a las mediciones basadas en estadísticas de la distribución de pérdidas. Entre los problemas principales de estas medidas destacan: la determinación del conjunto de escenarios y factores de ponderación adecuados, así como una comparación consistente entre carteras afectadas por diferentes factores de riesgo.

Medidas de riesgo basadas en distribuciones de pérdidas. Muchas de las medidas modernas de riesgo para carteras están dadas por estadísticas que describen la distribución de las pérdidas (condicionales o no condicionales) sobre un horizonte predeterminado Δ . Los principales ejemplos incluyen la varianza, el VaR_q y el ES_q . No es del todo recomendable confiar sólo en una medida estadística particular que resume la información contenida en toda la distribución. Sin embargo, conocer la distribución de pérdidas proporciona una imagen completa del riesgo en una cartera y trae consigo varias bondades:

- Las pérdidas representan un objeto central de interés en la administración de riesgos de tal forma que es natural tomar como base una medida de riesgo sobre su distribución.
- El concepto de distribución de pérdida tiene sentido en todos los niveles de agregación: desde una cartera con un solo instrumento hasta la posición total de una institución financiera.
- Cuando se estima de manera adecuada, la distribución de pérdidas refleja los efectos de diversificación y de neteo.
- La distribución de pérdidas es comparable entre carteras.

Un ejemplo intuitivo consiste en comparar la distribución de pérdidas de una cartera de instrumentos de renta fija y

una de derivados sobre acciones, en particular, si el horizonte de tiempo Δ es el mismo en ambos casos.

Existen dos problemas principales cuando se trabaja directamente con las distribuciones de pérdidas. En primer lugar, cualquier estimación de la distribución de pérdidas se basa en datos históricos. Si cambian las leyes que rigen los mercados financieros, la información es de uso limitado para predecir el riesgo futuro. En segundo lugar, se suscitan problemas de tipo práctico, incluso en un entorno estacionario, en la estimación exacta de la distribución de pérdidas, en particular para grandes carteras. Además, algunos sistemas de administración de riesgos aparentemente sofisticados se basan en modelos estadísticos poco robustos para estimar la distribución de las pérdidas (incorporando, por ejemplo, supuestos de normalidad insostenibles).

Sin embargo, esto no representa un argumento en contra de la utilización de la distribución de pérdidas. Mejor aún, nos motiva a perfeccionar los métodos de estimación distribucionales. En particular, las medidas de riesgo basadas en la distribución de pérdidas deben ser complementadas por información referente a escenarios hipotéticos (pruebas de estrés). Además, se puede utilizar la información hacia el futuro que refleje las expectativas de los participantes de mercado, tales como la volatilidad implícita en conjunto con estimadores estadísticos (los cuales necesariamente se basan en información del pasado) con el fin de calibrar modelos de distribución de pérdidas.

En la industria existen diferentes métodos de medición específicos para los riesgos de mercado, de crédito y operacional. Cada uno de estos modelos está diseñado, incluso, para medir tipos de carteras con características muy específicas. El tratado de cada uno de ellos queda fuera del alcance de este documento. Existe una amplia literatura al respecto, sin embargo, se recomiendan algunas referencias: Jarrow y Turnbull (1999); Hull (2008); Embrechts, McNeil y Frey (2005); Crosbie y Bohn (2002); Crouhy, Galai y Mark (2000); Bluhm, Overbeck y Wagner (2003).

III. MODELO DE AGREGACIÓN

Un banco central, como cualquier institución bancaria, debe

considerar la calidad de sus activos como un asunto importante, independientemente de la composición de sus reservas internacionales, inversiones en valores, préstamos a bancos comerciales o de colateral. Estas preocupaciones han hecho que el establecimiento de la función de administración de riesgos en la banca central sea irrefutable.

Como se mencionó en la introducción, el propósito principal de este trabajo de investigación es la integración de diferentes tipos de riesgo para lograr una medición unificada del riesgo total. Típicamente, el administrador de riesgos tiene cierto conocimiento de la distribución marginal de cada tipo de riesgo. Sin embargo, dado que la distribución subyacente de cada uno de ellos no tiene el mismo comportamiento ni forma funcional, es necesario llevar a cabo su integración empleando algoritmos numéricos y de simulación. La estimación de los parámetros representa uno de los principales retos en la elección de la técnica de agregación empleada, aunado a las implicaciones que el riesgo ajustado tiene sobre el desempeño y los procesos de toma de decisiones.

Es importante no perder de vista las funciones y objetivos inherentes que tiene el banco central en su tarea de procurar la estabilidad monetaria y financiera. Una función relevante para lograr dicho objetivo es diseñar y ejecutar adecuadamente la política monetaria. En la consecución de los objetivos fijados, un banco central establece funciones específicas en relación con el manejo de los instrumentos de política monetaria, de política cambiaria, de estabilidad financiera, del manejo de las reservas internacionales y de la administración general del propio banco.

Con base en lo anterior, la metodología de agregación de riesgos que se propone en este documento gira alrededor de dos directrices fundamentales:

- i)* La incorporación de variables macroeconómicas y financieras (factores de riesgo comunes) en un modelo que capture los efectos de algunos de los canales de transmisión de política monetaria.
- ii)* Modelación de la dependencia conjunta de los factores y parámetros de riesgo que determinan las pérdidas de la cartera.

Para la implementación de la primera directriz empleamos modelos econométricos multivariados del tipo VAR y MGARCH para relacionar indicadores macro de producción, agregados monetarios, inflación, expectativas de inflación, y tasa objetivo conjuntamente con tasas de interés y tipo de cambio. Respecto a la segunda directriz, aplicamos modelos de series de tiempo y cópulas para capturar adecuadamente los movimientos conjuntos entre los parámetros y factores de riesgo que determinan las pérdidas de las posiciones del balance. Los procesos de estimación requieren de técnicas no paramétricas de estimación de cópulas y medidas de dependencia.

Los modelos obtenidos en (i) y (ii) tienen factores comunes que permiten caracterizar las interrelaciones con el resto de las variables. Nuestro enfoque permite, por tanto, llevar a cabo la simulación conjunta de escenarios futuros de todos los parámetros y factores de riesgo involucrados para obtener pérdidas a un horizonte fijo (anual) por cada uno de los tipos de riesgo considerados (mercado, crédito y operacional), así como a través de todas las unidades y procesos del banco. Finalmente, para la obtención del capital en riesgo o CE , se estiman las medidas de riesgo VaR_q y ES_q , al nivel de confianza elegido q , de las distribuciones de pérdidas obtenidas. Para tal efecto, y con el propósito de modelar adecuadamente la región de la cola de la distribución, aplicamos el llamado método POT (*Peaks Over Threshold*) basado en la TVE .

La metodología propuesta en esta investigación esencialmente es un híbrido resultante de la mezcla de los enfoques de agregación *top-down* y *bottom-up*. En el enfoque de agregación *bottom-up*, la idea consiste en identificar los factores y variables que tienen más influencia estadística sobre los diferentes tipos de riesgo y desarrollar un modelo conjunto, contrario al segundo enfoque donde los riesgos se modelan simultáneamente sólo a nivel de distribuciones de pérdida.

A continuación presentamos un bosquejo general del algoritmo de simulación estocástica necesario para determinar la distribución de pérdidas agregadas según el enfoque propuesto.

Algoritmo de agregación:

— *A1*. Simulación de las realizaciones (correlacionadas) de los

factores de riesgo de mercado fM_j a un horizonte anual. Incorporación de tales realizaciones en el modelo macro económico desarrollado (ver siguiente sección).

- A2. Condicional a las realizaciones anuales del paso anterior, simular el índice Y_k del correspondiente sector k para cada posición de la cartera de créditos tipo I (ver siguiente sección).
- A3. Condicional a las realizaciones anuales de los factores de mercado y las de los parámetros de riesgo de la cartera de créditos:
 - A3.1. Simular las pérdidas (anuales) por riesgo de mercado de las posiciones.
 - A3.2. Simular las pérdidas (anuales) por riesgo de crédito de las posiciones.
- A4. Simulación de pérdidas operacionales anuales, condicional a las distribuciones de pérdida por riesgo de mercado y crédito del paso anterior.
- A5. Cálculo de las pérdidas totales anuales como la suma de las pérdidas conjuntamente simuladas por riesgos de mercado, crédito y operacional.

Dado que las relaciones funcionales entre los componentes de riesgo y el valor de la cartera no son lineales, y las relaciones de dependencia son complejas, en general no es posible derivar fórmulas cerradas para las funciones de distribución de pérdidas según las diferentes dimensiones empleadas. Por lo tanto, es necesario llevar a cabo la valuación completa de las posiciones de la cartera en cada escenario simulado. Las distribuciones de pérdidas individuales, así como la distribución de la cartera total se obtienen generando un número suficiente de escenarios conjuntos de todos los factores y parámetros que afectan las pérdidas por los distintos tipos de riesgo.² Como se mencionó anteriormente, el análisis de las observaciones extremas se realiza mediante la aplicación de métodos de *TVE*, los cuales permiten encontrar estimaciones

² Para efectos del ejercicio de agregación de este documento, el número de simulaciones generadas mediante la metodología desarrollada es de 10,000 realizaciones.

de CE más robustas que los estimadores empíricos, aún cuando el número de observaciones pudiera no ser lo suficientemente grande (ver Embrechts, Klüppelberg y Mikosch. 1997).

La implementación del algoritmo anterior requiere de intensivos procesos computacionales, los cuales se implementan con ayuda de software estadístico (MATLAB, R y S-PLUS),³ así como del uso de código y rutinas propias desarrolladas por el autor.

La base teórica de los modelos requeridos en el algoritmo de agregación planteado, así como los procedimientos específicos para su implementación, se presentan en las siguientes subsecciones de este documento.

1. Modelo macro

La mejor contribución que la política monetaria puede hacer para fomentar el crecimiento económico sostenido es procurar la estabilidad de precios. Por tanto, en años recientes muchos países, incluyendo a México, han reorientado sus objetivos de política monetaria hacia dicha estabilidad. Ese objetivo se ha formalizado, en la mayoría de los casos, con el establecimiento de metas de inflación en niveles bajos. Desde enero del 2008, el objetivo operacional a través del cual el Banco de México realiza la instrumentación de la política monetaria se define como la tasa de interés interbancaria a un día (*tasa de fondeo bancario*).

El modelo macro económico planteado en este apartado tiene la finalidad de capturar la influencia que tienen ciertas variables macroeconómicas y financieras sobre los canales de transmisión de la política monetaria, y que tales variables formen un conjunto de indicadores comunes a todos los factores y parámetros de riesgo que determinan el comportamiento de las pérdidas producidas en las posiciones del banco por los diferentes tipos de riesgo.

Para cada tiempo t consideremos el vector multidimensional:

$$(5) \quad X_t = (RP_t, E\Pi_t, PIB_t, \Pi_t, TO_t, r_t, M_t, FIX_t)',$$

³ MATLAB: <www.mathworks.com>; R: <www.r-project.org>; S-PLUS: <www.insightful.com>.

donde RP_t denota al riesgo país; $E\Pi_t$, a las expectativas de inflación; PIB_t , el producto interno bruto; Π_t , la inflación; TO_t , la tasa objetivo; r_t , la tasa libre de riesgo; M_t , la base monetaria; y FLX_t , al tipo de cambio pesos por dólar estadounidense (MXN/USD).

Supongamos que el vector X_t sigue un proceso VAR , es decir, es estacionario en covarianza y satisface ecuaciones en diferencia de la forma:

$$(6) \quad X_t = c + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t \in Z,$$

para algún proceso de ruido blanco $(\varepsilon_t)_{t \in Z}$, vector de la media $c \in \mathfrak{R}^8$ y matrices de parámetros $\Phi_i \in \mathfrak{R}^{8 \times 8}$.

Las variables contenidas en el vector X_t son comúnmente utilizadas en la literatura. La forma funcional de la ecuación (6) para el caso particular de modelos VAR ha sido utilizada para el estudio de los canales de transmisión de política monetaria en diferentes contextos. De acuerdo con Schwartz y Torres (2000); Copelman y Werner (1995); Yamazaki y Ramírez (2009), existe evidencia empírica sobre las relaciones de cointegración entre las variables que forman al vector X_t .

Especificaciones más generales que (6), como los modelos GARCH multivariados, permiten modelar la matriz de covarianzas condicionales, razón por la cual serán probados para desarrollar un modelo capaz de capturar adecuadamente las posibles interacciones existentes entre X_t , transformaciones de ésta, y sus rezagos. Se recomienda ver Tsay (2001) como una fuente de consulta de las definiciones generales y modelos de series de tiempo específicos que serán probados con información histórica de las variables económicas y financieras contenidas en (5).

Con excepción del PIB, que se encuentra disponible de manera trimestral, el resto de las variables tienen frecuencia mensual e incluso diaria (RP , r y FLX). Condicional a las realizaciones de las variables diarias y agregadas mensualmente, es posible obtener observaciones simuladas de ciertas de las variables macro que pueden ser comunes a los factores asociados a los diferentes tipos de riesgo. En los apartados siguientes desarrollamos con mayor detalle los modelos específicos que nos permitirán llevar a cabo esta tarea. Con los

modelos mencionados en esta subsección es posible implementar el paso *AI* del algoritmo anterior. Para obtener las realizaciones condicionales de esta etapa del algoritmo utilizamos métodos de predicción condicional bayesianos de los modelos *VAR* (ver Sims y Zha, 1998).

2. Enfoque para riesgo de mercado

El riesgo de mercado es consecuencia directa de las posiciones abiertas de la institución en los mercados de capital, tasas de interés y tipos de cambio. Típicamente se mide a través del VaR_q sobre un horizonte diario.⁴

Para mantener la consistencia con el horizonte de medición anual que se utilizará en los riesgos de crédito y operacional, es necesario escalar el riesgo de mercado al mismo horizonte de tiempo. Una manera simple de escalamiento es la aplicación de la llamada *unit-root-rule* que consiste en multiplicar el VaR_q de horizonte de 10 días por la raíz cuadrada de 25 (suponiendo 250 días hábiles en un año). Sin embargo, este enfoque supone que los rendimientos diarios de todos los factores de riesgo son normales y serialmente independientes, supuestos que no se cumplen en la mayoría de las series financieras.⁵

Como alternativa para resolver el problema de escalamiento del VaR_q , planteamos el uso de modelos ARMA-GARCH (univariados y multivariados) en conjunto con familias de cópulas multivariadas que sean flexibles para dimensiones grandes, tales como las elípticas y las agrupadas, del tipo *t* de Student.⁶

A continuación describimos un primer procedimiento que

⁴ En BCBS (1995) se especifica también un horizonte de 10 días, y se supone que la liquidez del mercado siempre es suficiente para permitir que las posiciones se cierren con pérdidas mínimas.

⁵ En general, los rendimientos de las series financieras presentan propiedades muy particulares conocidas como hechos estilizados y otras características estadísticas (ausencia de autocorrelaciones, colas pesadas, asimetría de pérdidas/ganancias, *clusters* de volatilidad, heterocedasticidad, efecto de apalancamiento, entre otras). Al respecto se recomienda ver Cont (2001).

⁶ Para fines prácticos, recomendamos tener en cuenta que el establecimiento de límites medios puede evitar el riesgo de mayores pérdidas cuando se fija un periodo de liquidación para cada posición.

nos permite llevar a cabo algunos de los pasos específicos del modelo de agregación.

a) Procedimiento 1

Las estructuras de plazos (curvas) de tasas de interés gubernamentales locales (libres de riesgo) y corporativas (con base en alguna escala de calificaciones) conforman el conjunto de factores de riesgo de mercado que afectan el valor de carteras formadas por instrumentos derivados de tasas de interés y bonos. Para cada una de estas curvas establecemos nodos principales (de corto y mediano plazo) con los cuales modelamos el resto de los nodos básicos mediante algún proceso lineal de factores. Los nodos principales elegidos funcionan como factores comunes para el resto de los plazos. Para las carteras integradas por derivados de tipos de cambio e índices, los factores de riesgo asociados son los tipos de cambio y precios de los índices, así como las curvas de la tasa libre de riesgo del mercado extranjero correspondiente. El tratamiento de dichas estructuras de plazos se lleva a cabo de la manera ya descrita.

Los rendimientos (logarítmicos) de todos los nodos principales de las curvas de tasas de interés así como los tipos de cambio e índices, son filtrados mediante modelos ARMA-GARCH (en sus versiones univariadas y multivariadas). Las variables no observables de los procesos de residuos obtenidos para las series son modeladas de manera conjunta mediante el ajuste de cópulas multivariadas elípticas y elípticas generalizadas del tipo t de Student. A partir de las cópulas ajustadas⁷ y las marginales subyacentes a los procesos de ruido blanco simulamos realizaciones conjuntas de los errores para obtener trayectorias de horizonte anual. Los modelos de factores que relacionan a los nodos principales con los nodos restantes permiten derivar realizaciones de los nodos y plazos deseados. Dada la trayectoria anual $(\delta_t^j)_{t=1}^{250}$ de los rendimientos diarios simulados para el factor de riesgo de mercado j , la realización del factor de riesgo con horizonte anual asociada

⁷ Dado que las dimensiones de las cópulas utilizadas son grandes, el mejor modelo de cópula se elige con una prueba de bondad de ajuste propuesta por Panchenko (2005).

queda dada por $fM_j = r_0^j e_t^{250 \delta^j}$ (donde r_0^j denota el valor actual del factor de riesgo j).

La revaluación de la cartera en cada escenario anual simulado nos permite obtener las distribuciones de pérdidas por riesgo de mercado (paso A3.1 del algoritmo).

3. Enfoque para riesgo de crédito

Para las exposiciones sujetas a riesgo de crédito cuya contraparte sea una institución financiera calificada, la metodología propuesta considera el uso de un modelo de sector o umbral del tipo KMV/CreditMetrics donde la estructura de dependencia está dada por una cópula t de Student. En este grupo se encuentran, por ejemplo, todas las exposiciones de las carteras de créditos e inversiones en las que las contrapartes son empresas tanto del sector privado como público.⁸

Supongamos que el rendimiento estandarizado anual R_{ik} de la contraparte i en la subcartera k es descrito por un factor común Y_k y un componente de ruido no sistemático ε_{ik} según el modelo lineal:

$$(7) \quad R_{ik} = \sqrt{\rho_k} Y_k + \sqrt{1 - \rho_k} \varepsilon_{ik},$$

donde Y_k y ε_{ik} son i.i.d. $N(0,1)$. El componente ε_{ik} representa el riesgo específico para la contraparte i en la subcartera k y Y_k es el riesgo común a todas las contrapartes en la subcartera (por ejemplo, el PIB sectorial correspondiente a la subcartera k). En el modelo (7), los rendimientos de los activos de dos entidades i y j tienen un coeficiente de correlación lineal dado por $\text{Corr}[R_{ik}, R_{jk}] = E[R_{ik} \cdot R_{jk}] = \rho_k$. Como supuesto adicional, los rendimientos de los activos de todas las contrapartes tienen una distribución t de Student multivariada.

Sea una v.a. binaria Z_{ik} para cada empresa en la subcartera, la cual toma valores de uno (incumplimiento) con probabilidad p_k ⁹ y el valor cero con probabilidad $1 - p_k$. De la teoría de Merton (1974) se tiene:

⁸ Con excepción del gobierno federal local y aquellas otras que se considere tengan probabilidad de incumplimiento igual a cero.

⁹ La probabilidad de incumplimiento actual puede tomarse como la asociada a la calificación crediticia de la contraparte, o bien de un modelo de calificaciones interno.

$$Z_{ik} = 1 \text{ si } R_{ik} \leq t_v^{-1}(p_k) \quad \text{y} \quad Z_k = 0 \text{ si } R_{ik} > t_v^{-1}(p_k),$$

donde $t_v(\cdot)$ es la función de distribución acumulada de una v.a. t de Student con v grados de libertad. Bajo los supuestos anteriores, podemos verificar que la probabilidad de que la contraparte i incumpla en un periodo anual, dado que el factor sistemático Y_k ha alcanzado el nivel y_k , está dada por:

$$(8) \quad P(R_{ik} \leq t_v^{-1}(p_k) | Y_k = y_k) = \Phi\left(\frac{t_v^{-1}(p_k) - \sqrt{\rho_k} y_k}{\sqrt{1 - \rho_k}}\right)$$

La pérdida de crédito anual L_k de la subcartera k se determina como:

$$L_k = E_k S_k \sum_{i=1}^{n_k} Z_{ik},$$

donde E_k y S_k representan la exposición total y la pérdida promedio dada la tasa de incumplimiento para la subcartera, respectivamente. Si n_k es suficientemente grande y la subcartera es infinitamente granular (es decir, el peso de la mayor exposición es infinitesimalmente pequeña), entonces, dada una realización y_k del factor común Y_k , los incumplimientos individuales son independientes. Adicionalmente, podemos demostrar que la fracción de clientes que incumple, es decir, $\sum_{i=1}^{n_k} Z_{ik}$, es igual a la probabilidad de incumplimiento condicional en (8). Es decir, la pérdida en la subcartera, condicionada a $Y_k = y_k$, es:¹⁰

$$(9) \quad (L_k | Y_k = y_k) = E_k S_k \Phi\left(\frac{t_v^{-1}(p_k) - \sqrt{\rho_k} y_k}{\sqrt{1 - \rho_k}}\right)$$

Como mencionamos anteriormente, la ecuación (9) es válida únicamente si la subcartera es infinitamente granular. Este es un supuesto razonable, excepto cuando existen exposiciones que representan una proporción significativa de la cartera. En este modelo, el riesgo no diversificable resultante de grandes empresas se toma en cuenta tratando todas las obligaciones en un sector con exposiciones mayores a cierto límite por separado. Entonces la ecuación (9) puede ser reemplazada por:

¹⁰ Ver, por ejemplo, Embrechts, McNeil y Frey (2005).

$$(10) \quad (L_k | Y_k = y_k) = E_k S_k \Phi \left(\frac{t_v^{-1}(p_k) - \sqrt{\rho_k} y_k}{\sqrt{1 - \rho_k}} \right) + \sum_{j=1}^{m_k} E_{kj} S_{kj} I_{kj},$$

donde en el último sumando consideramos sólo las m_k mayores exposiciones en el sector k , y por otro lado, E_{kj} y S_{kj} representan la exposición y la pérdida dada la tasa de incumplimiento para la j -ésima exposición, respectivamente. Más aún, la indicadora de incumplimiento I_{kj} toma el valor de uno con probabilidad $\Phi \left(\frac{t_v^{-1}(p_k) - \sqrt{\rho_k} y_k}{\sqrt{1 - \rho_k}} \right)$.

Con la especificación de las pérdidas condicionales en (10), consideramos calibrar el modelo de factores:

$$(11) \quad \mathbf{Y}_t = \mathbf{a} + B\mathbf{F}_t + \boldsymbol{\eta}_t, \quad t = 1, \dots, n,$$

donde \mathbf{Y}_t es el vector formado por los rendimientos de los factores comunes Y_k de todos los sectores y \mathbf{F}_t denota los rendimientos del vector de variables macro (PIB_t, RP_t, Π_t) al tiempo t ; el proceso $(\boldsymbol{\eta}_t)$ es un ruido blanco multivariado; \mathbf{a} y B son los parámetros a estimar.

a) Procedimiento 2

Las realizaciones de los rendimientos de las variables macro \mathbf{F}_t se obtienen mediante el paso A.1 del algoritmo de agregación, mientras que las realizaciones del vector \mathbf{Y}_t se derivan del modelo (11). La ecuación (10) nos permite entonces simular las pérdidas por subcartera. Las pérdidas de la cartera por riesgo de crédito total están dadas por:

$$L^{RC} = \sum_{k=1}^K L_k,$$

y así se completan los pasos A2 y A3.2 del algoritmo.

4. Enfoque para riesgo operacional

Con la finalidad de incorporar el riesgo operacional de una manera consistente con los procedimientos y modelos presentados para los riesgos de mercado y crédito, debemos establecer ciertos supuestos sobre la distribución de las pérdidas asociadas. Uno de los enfoques sugeridos en BCBS (2001)

consiste en simular el número de eventos de pérdidas operacionales de horizonte anual mediante una distribución de Poisson, en tanto que la severidad asociada de dichos eventos se modela empleando una distribución gaussiana inversa, y finalmente la pérdida total por riesgo operacional se determina como la suma de las pérdidas individuales. Dado el comportamiento comúnmente observado en los datos de pérdidas por riesgo operacional, consideramos aproximar la distribución de pérdidas total L^{ROp} también con una distribución gaussiana inversa, es decir:

$$L^{ROp} \sim IG(\mu^{ROp}, \lambda^{ROp}).$$

La elección actual de la distribución IG como la forma funcional que caracteriza a L^{ROp} puede considerarse como una primera aproximación, ya que para el desarrollo de esta investigación no disponemos de una base de datos de pérdidas históricas para el banco central mexicano. Proponemos realizar la estimación de los parámetros correspondientes haciendo uso de estimaciones expertas tanto para el momento de primer orden m así como para algún cuantil de orden superior x_q (al nivel de confianza q) de la distribución teórica. Dadas estas estimaciones internas, tenemos que $\mu^{ROp} = m$ y el parámetro λ^{ROp} se determina resolviendo la ecuación:

$$(12) \quad IG \equiv \Phi\left(\sqrt{\frac{\lambda^*}{x_q}}\left(\frac{x_q}{\mu^{ROp}} - 1\right)\right) + \exp\left(2\frac{\lambda^*}{\mu^{ROp}}\right) + \Phi\left(\sqrt{\frac{\lambda^*}{x_q}}\left(\frac{x_q}{\mu^{ROp}} + 1\right)\right) = q,$$

para algún $\lambda^* > 0$.

El método sugerido es útil cuando no se cuenta con una base de datos interna de eventos de pérdida por riesgos operacionales confiable y suficientemente grande. De lo contrario, se reemplazaría la especificación IG con alguna otra alternativa que ajuste adecuadamente a los datos históricos. Cabe mencionar que la aplicabilidad del modelo de agregación de este documento no se ve afectada por estas adecuaciones particulares.

a) Procedimiento 3

Si se ajusta una cópula $C_{O\&C}$ a las pérdidas históricas de la cartera por riesgo operacional L^{ROp} y a las pérdidas asociadas

por riesgo de crédito L^{RC} , podemos simular las pérdidas por riesgo operacional $L^{ROP} | L^{RC} = l$, condicionales a las de riesgo de crédito, mediante la función de distribución:

$$F(x) = \frac{C_{O\&C}(IG(x), F_{RC}(l))}{F_{RC}(l)}.$$

A partir de esta distribución condicional se obtienen directamente las realizaciones de pérdidas por riesgo operacional, completando el paso *A4* del algoritmo de agregación.

IV. IMPLEMENTACIÓN Y RESULTADOS

En esta sección aplicaremos el modelo de agregación de riesgos descrito en los apartados anteriores, con el propósito de estimar el capital en riesgo o *CE* en un ejercicio empírico para una versión simplificada del balance del Banco de México. La cartera tipo que analizamos está formado por exposiciones sujetas a los riesgos de mercado, crédito y operacional. En las siguientes subsecciones se describe la composición de dicha cartera, se llevan a cabo los análisis de las series de tiempo univariados y multivariados, así como los ajustes de cópulas multivariadas y modelos de medición propuestos en la sección anterior. Finalmente, se presentan los resultados de agregación y conclusiones obtenidos.

1. Composición de la cartera

En cumplimiento con el objetivo de mantener la estabilidad en los precios, típicamente, los bancos centrales participan en los mercados financieros. Los activos de un banco central corresponden en general a la emisión de papel bancario, los cuales se traducen en préstamos garantizados a diversas contrapartes. Paralelamente, demandan los requerimientos de las reservas de los bancos que le reportan. Adicionalmente, un banco central mantiene una cartera de reservas en moneda extranjera para fines de política cambiaria. Todas estas actividades impactan no sólo en la estructura de sus activos y pasivos, sino que ocasionan desajustes en la moneda. En consecuencia, su balance involucra riesgos.

La implementación de nuestro modelo de agregación se lleva cabo considerando una cartera formada por posiciones cuyos rubros replican hipotéticamente los saldos del balance que mantiene la banca central mexicana. Ante la no disponibilidad de la composición precisa de las diferentes carteras y cuentas del balance del Banco de México (a nivel detallado de instrumentos y contrapartes), se consideran únicamente los rubros generales del balance consolidado.¹¹

Todas las posiciones (largas y cortas) del cuadro 1 son agrupadas en las subcarteras pertenecientes a la cartera hipotética. Nuestro interés no radica en replicar exactamente la cartera del banco central, sino proponer, sobre una base sólida, los lineamientos, métodos y modelos necesarios para incorporar el riesgo total agregado a través de diferentes dimensiones: subcarteras, unidades orgánicas internas, procesos y tipos de riesgo. Para fines prácticos, la cartera utilizada puede construirse caracterizando cada posición del balance.

Nuestra cartera de inversiones está compuesta principalmente por la reserva monetaria y bonos (gubernamentales y privados). Para valorar los derivados sobre tasas de interés utilizamos el modelo de Heath-Jarrow-Morton para árboles binomiales con un factor constante (Ho-Lee) y el exponencial.¹² Los factores de riesgo que afectan el valor de dicha cartera son: las estructuras de plazos de las tasas de papel gubernamental (CETES, IPABOBOS, BREMS), papel BANCARIO (BANCARIO), reporto gubernamental (REPOG1), reporto bancario (REPOB1), así como las de descuento de swaps de tasa (IRS), tasa real (REAL), Libor (LIBOR), bonos mexicanos que cotizan en dólares (UMS), bonos bancarios para varias calificaciones (B1, B2, B3), así como el tipo de cambio peso-dólar (FIX) y el riesgo país EMBI (Emerging Markets Bond Index).

La cartera de créditos a empresas está formada por posiciones cuyas contrapartes son personas morales y se encuentra dividido en grupos o productos que tienen asociados el

¹¹ Esta información se encuentra disponible al público en la página del Banco de México: <www.banxico.org>.

¹² No es el propósito de este documento abordar los diferentes modelos de valuación para tales instrumentos financieros, por lo que se recomienda ver Hull (2008).

CUADRO 1. RECURSOS Y OBLIGACIONES DEL BANCO DE MÉXICO A DICIEMBRE DEL 2008 (en miles de pesos)

<i>Recursos</i>		<i>Obligaciones</i>	
Total de recursos	1,651,741,861	Total de obligaciones	1,651,741,816
Reserva internacional	1,181,862,505	Billetes y monedas metálicas	577,542,277
Reserva internacional (miles de dólares)	85,440,991	En poder del público	N/E
Reserva internacional bruta	1,318,259,775	En caja de los bancos	N/E
Pasivos a menos de seis meses	-136,397,270	Bonos de regulación monetaria	1,240,159
Tenencia de valores	145,672,258	Depósitos de regulación monetaria	528,396,734
Valores gubernamentales	0	Banca de desarrollo	31,565,184
Valores IPAB	145,672,258	Banca comercial	248,434,816
Créditos	133,972,319	Valores gubernamentales	248,396,734
Al Gobierno Federal	0	Depósitos del Gobierno Federal	272,129,724
A bancos	57,876,174	Depósitos de empresas y org. del sec. público	0
Banca de desarrollo	11,000,000	Depósitos de banca de desarrollo	801
Banca comercial	46,876,174	Cuenta corriente	801
A FOBAPROA	0	Otros depósitos	0
PROCAPTE	0	Depósitos de banca comercial	4,099,524
Resto	0	Cuenta corriente	-476
A FAMEVAL	N/E	Otros depósitos	4,100,000
A fideicomisos oficiales	12,526,466	Depósitos de FOBA-PROA	0
A organismos públicos	63,569,679	Depósitos de FAMEVAL	N/E
IPAB	63,569,679	Depósitos de fideicomisos oficiales	0
Deudores por reporte de valores	113,503,419	Acreedores por reporte de valores	0
Participación en organismos internacionales	4,613,730	Depósitos de organismos internacionales	0
Otros conceptos	72,117,630	Acreedores diversos	4,823,311
		Otros conceptos	263,509,331

sector de la economía a la que pertenece su actividad de ocupación.¹³ Trabajamos con el supuesto de que dicha cartera cuenta con un número grande de posiciones y una segmentación interna específica. Suponemos además, que contamos con estimaciones del parámetro de riesgo PD_k por cada sector k al que pertenece la posición, las cuales provienen de

¹³ La división sectorial y de rama de la economía está basada en la segmentación de 73 sectores definidos para el PIB.

algún modelo de calificación interno y que permite utilizar calificaciones públicas cuando éstas existen. Los factores macroeconómicos del modelo están dados por las variables que conforman al vector X_t definidos en el vector multidimensional (5) y los índices sectoriales Y_k del PIB.¹⁴

Para el caso del riesgo operacional, se considera la taxonomía definida por la entidad reguladora local mexicana (Comisión Nacional Bancaria y de Valores) y que se encuentra en la Circular Única de Bancos.¹⁵ Realizamos un mapeo de los rubros de nuestra cartera hipotética según tal taxonomía e identificamos los riesgos asociados.

2. Análisis de series de tiempo de las variables y factores de riesgo

En esta sección se presentan los análisis de series de tiempo de las variables que intervienen en el modelo de agregación. Dado el gran número de factores y parámetros de riesgo, para fines de presentación se muestran sólo algunos de los análisis y ajustes realizados. El propósito medular del documento es, sin embargo, mostrar la aplicabilidad de la metodología propuesta.

Las series utilizadas tienen una periodicidad mensual. Los datos de la tasa objetivo, la base monetaria, el tipo de cambio FIX, la inflación y las expectativas de inflación, provienen de los indicadores económicos del Banco de México; la información sobre el PIB fue obtenida del Banco de Información Económica (BIE) del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI);¹⁶ para la serie del riesgo país se emplea el índice EMBI generado por JP Morgan;¹⁷ las curvas de tasas de interés asociadas con la cartera de inversiones fueron obtenidas a través de un proveedor de precios local. La información disponible para las series de datos mensuales abarca de noviembre de 1998 a diciembre del 2008, mientras que para los de frecuencia diaria, el periodo comprende de enero del 2004 a diciembre del 2008.

¹⁴ La flexibilidad del modelo permite, por ejemplo, incorporar algún factor global de riesgo de crédito dado por las tasas de incumplimiento del sistema.

¹⁵ <www.cnbv.gob.mx>.

¹⁶ <<http://dgcnesyp.inegi.org.mx/bdiesi/bdie.html>>.

¹⁷ <www.jpmorgan.com>.

La serie del PIB, a diferencia del resto de las series empleadas, se encuentra disponible en forma trimestral. Para replicar los datos a una frecuencia mensual utilizamos dos técnicas de desagregación: un método no paramétrico basado en interpolación de splines cúbicos y un modelo propuesto por Chow y Lin (1971).¹⁸ Para su implementación recurrimos al índice del volumen de actividad industrial (*IndActInd*) publicado mensualmente por el INEGI el cual funciona como un indicador temprano de la producción nacional. La alternativa de Chow produce resultados de desagregación más alineados con el indicador de la producción.

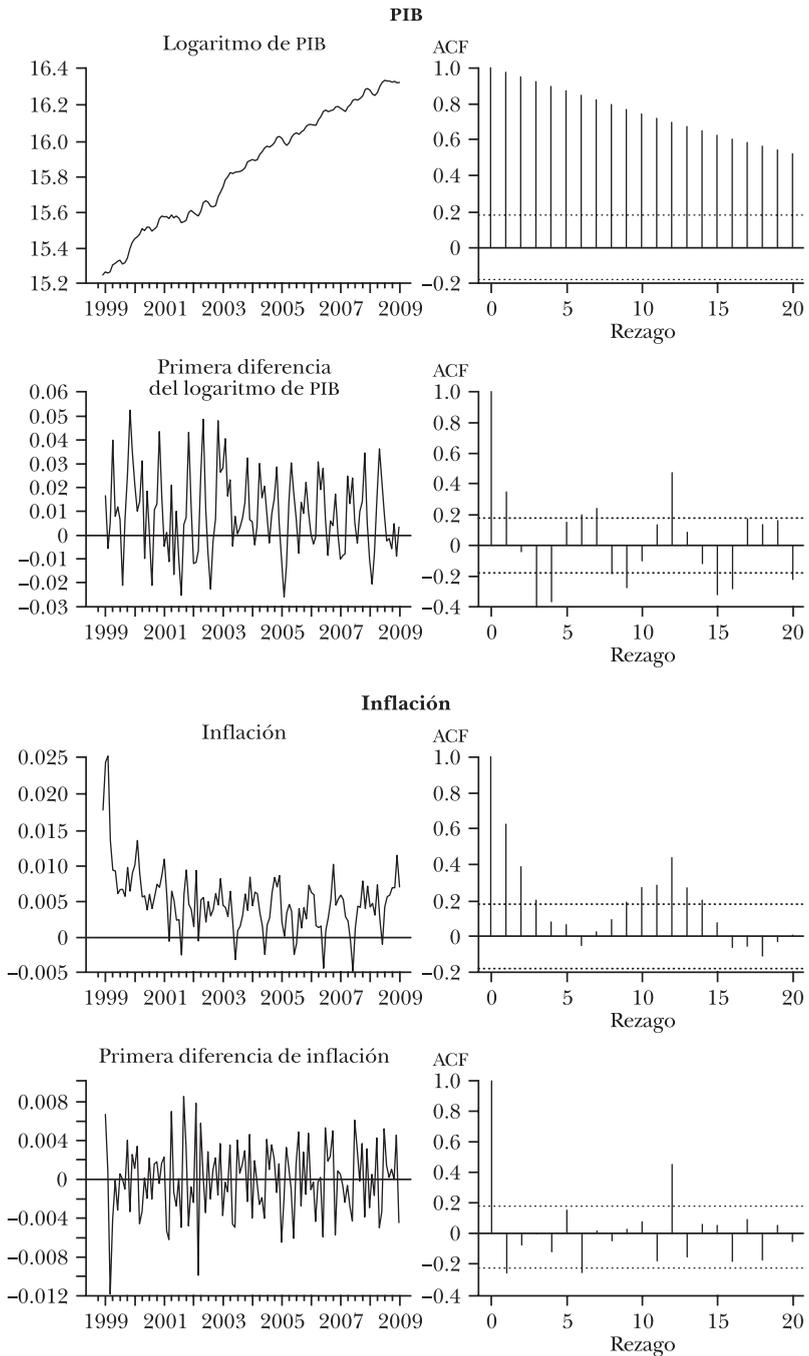
Las siguientes subgráficas muestran las series de tiempo de las principales variables macrofinancieras utilizadas según la transformación logaritmo natural (con excepción de la inflación), sus primeras diferencias (izquierda inferior), así como las correspondientes funciones de autocorrelación (derecha superior e inferior, respectivamente).

Para evaluar la estacionariedad y la presencia de raíces unitarias en las variables, se realizaron las pruebas de Dickey-Fuller aumentada (ADF), Philips Perron (PP) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS), así como las llamadas pruebas eficientes de Elliot, Rothenberg y Stock (1996) (ERS), Dickey-Fuller por mínimos cuadrados generalizados (DF-GLS) y la prueba PP modificada (ver Ng y Perron 2001). Las últimas tres pruebas se caracterizan por ser más potentes y eficientes y por ende, constituyen una base de decisión más robusta y óptima para probar si las series, o transformaciones de éstas, presentan alguna raíz unitaria, es decir, si son $I(1)$. Los resultados obtenidos, así como las transformaciones utilizadas se encuentran resumidas en el cuadro 2. Las dos últimas columnas muestran los resultados de las pruebas robustas ERS y PP modificada sobre la primera diferencia de las transformaciones $I(1)$.

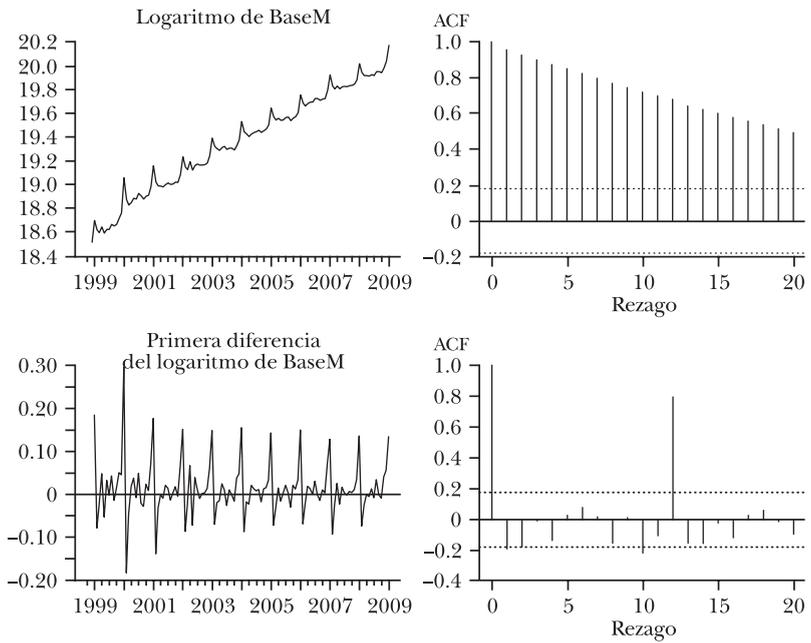
Mediante la metodología propuesta por Johansen (1995) determinamos la existencia de un vector de cointegración para las variables según las transformaciones $I(1)$ del cuadro 2.

¹⁸ Este modelo está basado en un método de ajuste por mínimos cuadrados generalizados. Una de las ventajas de este método es que permite incorporar el comportamiento de alguna variable con frecuencia mayor a la serie por desagregar.

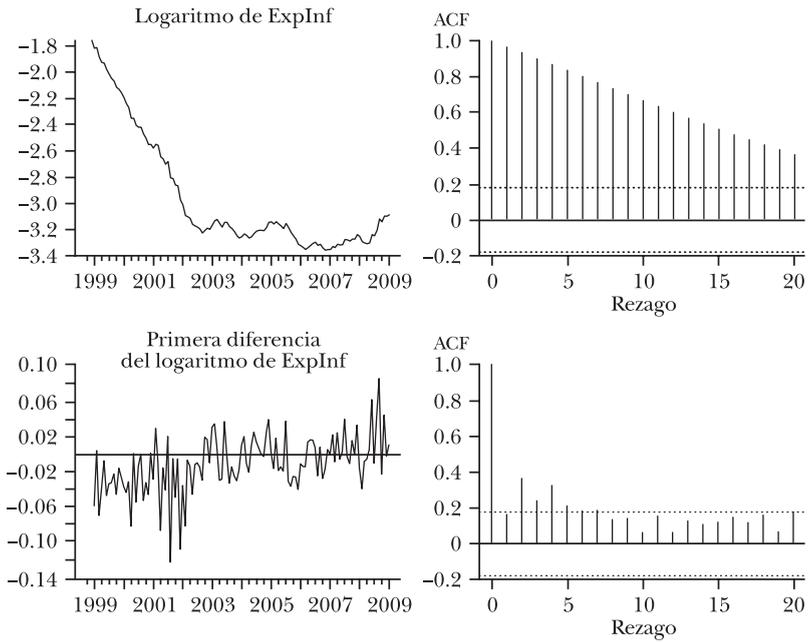
GRÁFICA I. SERIES DE TIEMPO Y AUTOCORRELACIONES, 1999-2009



Base monetaria

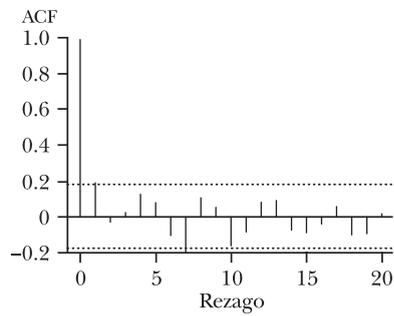
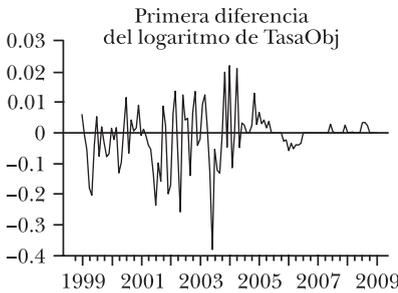
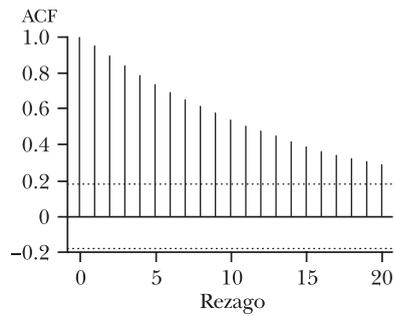
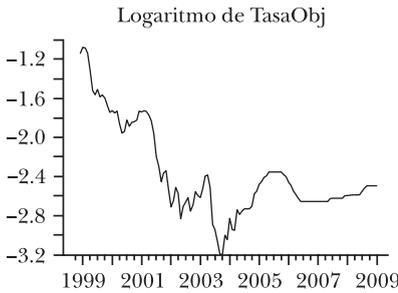


Expectativas de inflación

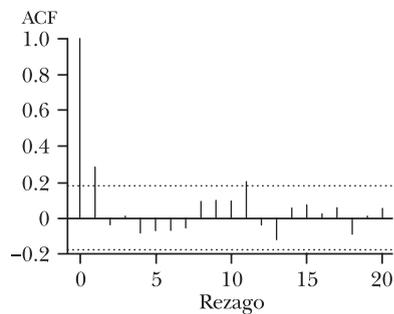
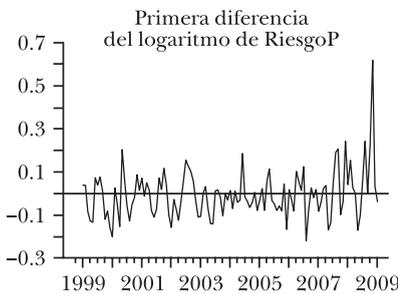
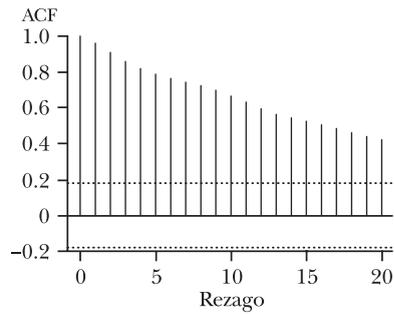
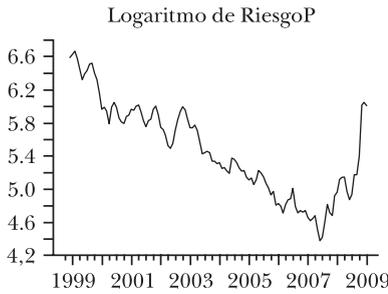


GRÁFICA I (concluye)

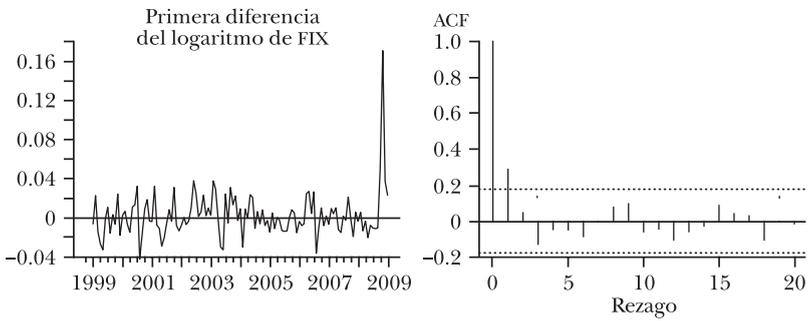
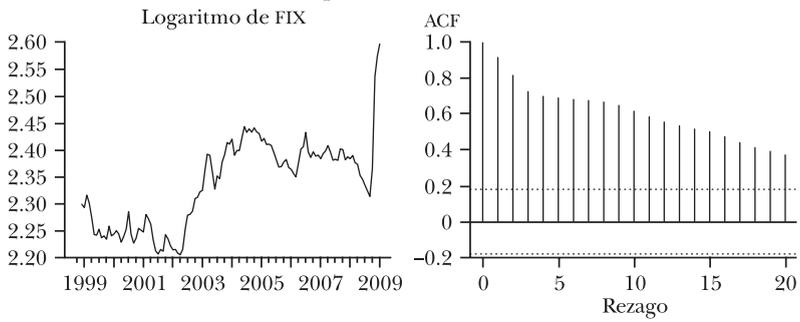
Tasa objetivo



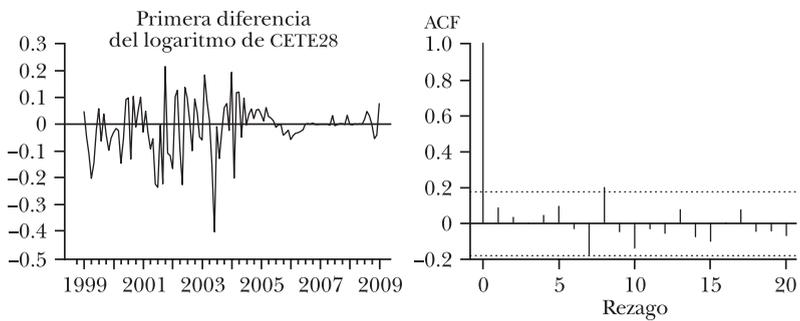
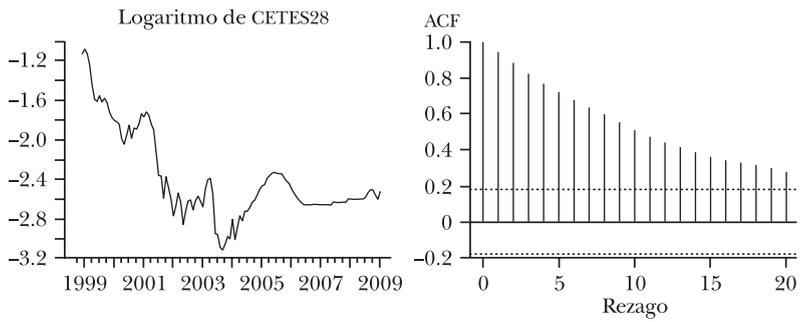
Riesgo país



Tipo de cambio FIX



CETES28

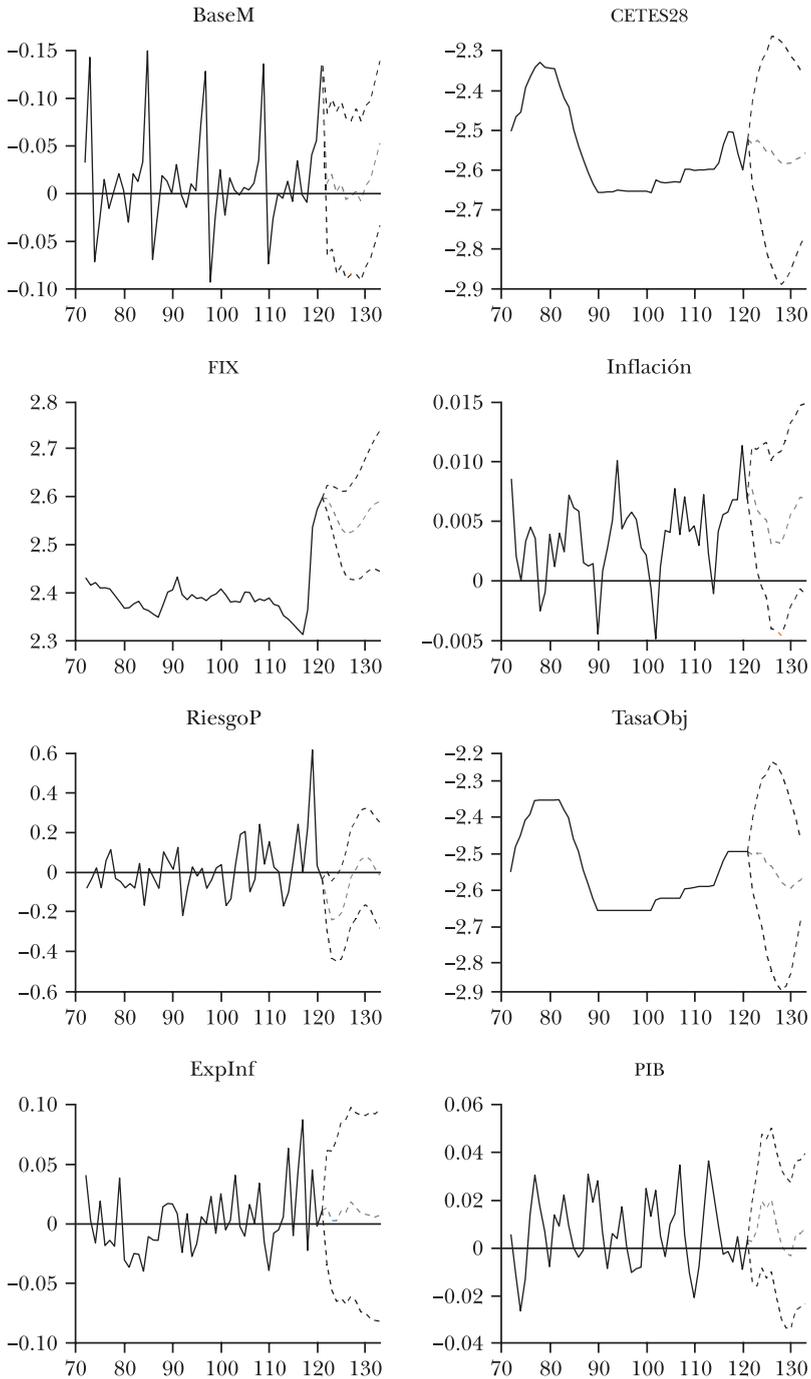


CUADRO 2. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS Y TRANSFORMACIONES REALIZADAS

Transformación I(1)	Dickey-Fuller aumentada		Phillips-Perron		KPSS		ERS		Df con GLS		PP modificada		I ^a diferencia de I(1)	
	Estadística	Valor-p	Estadística	Valor-p	Estadística	Valor-p	Estadística	Valor-p	Estadística	Valor-p	Estadística	Valor-p	ERS	PP modificada
√ln(PIB)	nc	-1.424	0.143	0.000	0.161	0.000	35.993	0.143	-1.424	0.143	-0.547	0.9456 ^b	0.9456 ^b	-5.3016 ^b
√ln(BaseM)	nc	-1.260	0.190	0.000	0.049	0.000	1,116.228	0.190	-1.260	0.190	4.079	4.141	4.141	-4.5675 ^b
Inflación	c	-4.087	0.002	0.000	0.8028 ^b	0.000	392.217	0.476	0.476	0.476	0.343	1.8839 ^a	1.8839 ^a	-5.1671 ^b
√ln(ExpInf)	nc	-2.327	0.020	0.000	1.4145 ^b	0.000	10.588	0.020	-2.327	0.020	-1.723	1.7893 ^a	1.7893 ^a	-4.2392 ^b
ln(FIX)	nc	0.880	0.898	0.970	1.7947 ^b	0.912	7.495	0.898	0.880	0.898	4.122	0.5564 ^b	0.5564 ^b	-5.2012 ^b
√ln(RiesgoP)	nc	-1.369	0.158	-8.024	0.4308 ^b	0.000	13.347	0.158	-1.369	0.158	-0.990	0.4545 ^b	0.4545 ^b	-5.2359 ^b
ln(TasaObj)	c	-2.973	0.040	-2.893	1.5273 ^b	0.049	88.375	-0.002	-0.002	-0.002	0.099	1.8896 ^a	1.8896 ^a	-3.0497 ^b
ln(CETES28)	c	-2.949	0.043	-2.915	1.381 ^b	0.047	67.702	-0.126	-0.126	-0.126	-0.038	1.3552 ^b	1.3552 ^b	-3.3584 ^b

^a Significativo a 5%. ^b Significativo a 1%.

GRÁFICA II. PREDICCIONES DE LOS PRÓXIMOS 12 MESES



Para ajustar el modelo VAR a los datos, empleamos métodos de estimación bayesiana.¹⁹

El 16 de enero del 2009, el Banco de México en su Junta de Gobierno decidió reducir el objetivo para la tasa de interés interbancaria de 8.25 a 7.75%. Con métodos de simulación bayesiana es posible pronosticar las variables macro a un horizonte anual con la restricción de que la tasa objetivo se mantenga alrededor del nivel fijado por el banco central. La gráfica II presenta las proyecciones de las variables macro. La inflación anual proyectada para 2009 resulta ser de 5%, cifra que se encuentra ligeramente por encima de la meta inflacionaria de 3% establecida por la autoridad monetaria. El modelo muestra consistencia con las acciones de política monetaria implementadas.

Con respecto al tratamiento de los factores de riesgo de mercado, en la gráfica III mostramos las series históricas de los nodos de corto y largo plazo (30 y 1,800 días) para las principales estructuras de tasas de interés incorporadas en el modelo.²⁰ Las gráficas ilustran movimientos paralelos entre tasas de interés de corto y mediano plazo.

A manera de ilustración, consideremos el vector de factores de riesgo de mercado:

$$FR_t = (CETES.30_t, CETES.1800_t, EMBI_t, FIX_t)'$$

Un primer análisis exploratorio de las series evidencia los problemas de heterocedasticidad y autocorrelaciones serial y cruzadas.

Para solucionar los problemas anteriores ajustamos algunos modelos GARCH multivariados con errores distribuidos como t de Student. Para el vector de la media condicional usamos un ARMA(1,1) multivariado, en tanto que para capturar la dinámica de la matriz de varianza condicional utilizamos hasta rezagos de orden 1 en las especificaciones siguientes: decaimiento exponencial (EWMA), vector diagonal (DVEC1), vector diagonal con parámetros matriz y escalar como coeficientes (DVECR1), vector diagonal con ambos parámetros

¹⁹ El modelo resultó significativo hasta rezagos de orden 12 para la base monetaria, de orden 2 para el tipo de cambio y para el resto de las variables el orden obtenido fue 1.

²⁰ Expresadas como tasas de interés simples, base 360.

escalares (DVECR2), modelo BEKK, correlación condicional constante con GARCH univariado de uno y dos componentes (CCC1 y CCC2), GARCH con componentes principales (PCGARCH) y un modelo vector diagonal puro con modelos de umbral univariados TARCH (CCCP). En el cuadro 3 se presentan un resumen de las especificaciones anteriores.²¹

CUADRO 3. RESUMEN DE LOS MODELOS GARCH MULTIVARIADOS AJUSTADOS

Modelo	Criterio			Residuos		Residuos al cuadrado	
	AIC	BIC	Verosimilitud	Portmanteau	Valor p	Portmanteau	Valor p
EWMA	-34,676	-34,568	17,359	385.2	0	541.1	0
DVEC1	-34,975	-34,754	17,531	360.9	0	279.5	0.00009
DVECR1	-34,969	-34,793	17,518	360.2	0	296.1	0.00007
DVECR2	-34,887	-34,758	17,468	366.3	0	494.9	0
BEKK	-34,876	-34,593	17,493	378.7	0	545.0	0
CCC1	-34,975	-34,846	17,513	358.8	0	277.8	0.0001
CCC2	-34,990	-34,820	17,528	390.0	0	425.8	0
PCGARCH	-34,291	-34,162	17,170	393.7	0	497.7	0
CCCP	-34,699	-34,549	17,378	256.3	0.1673	212.4	0.1496

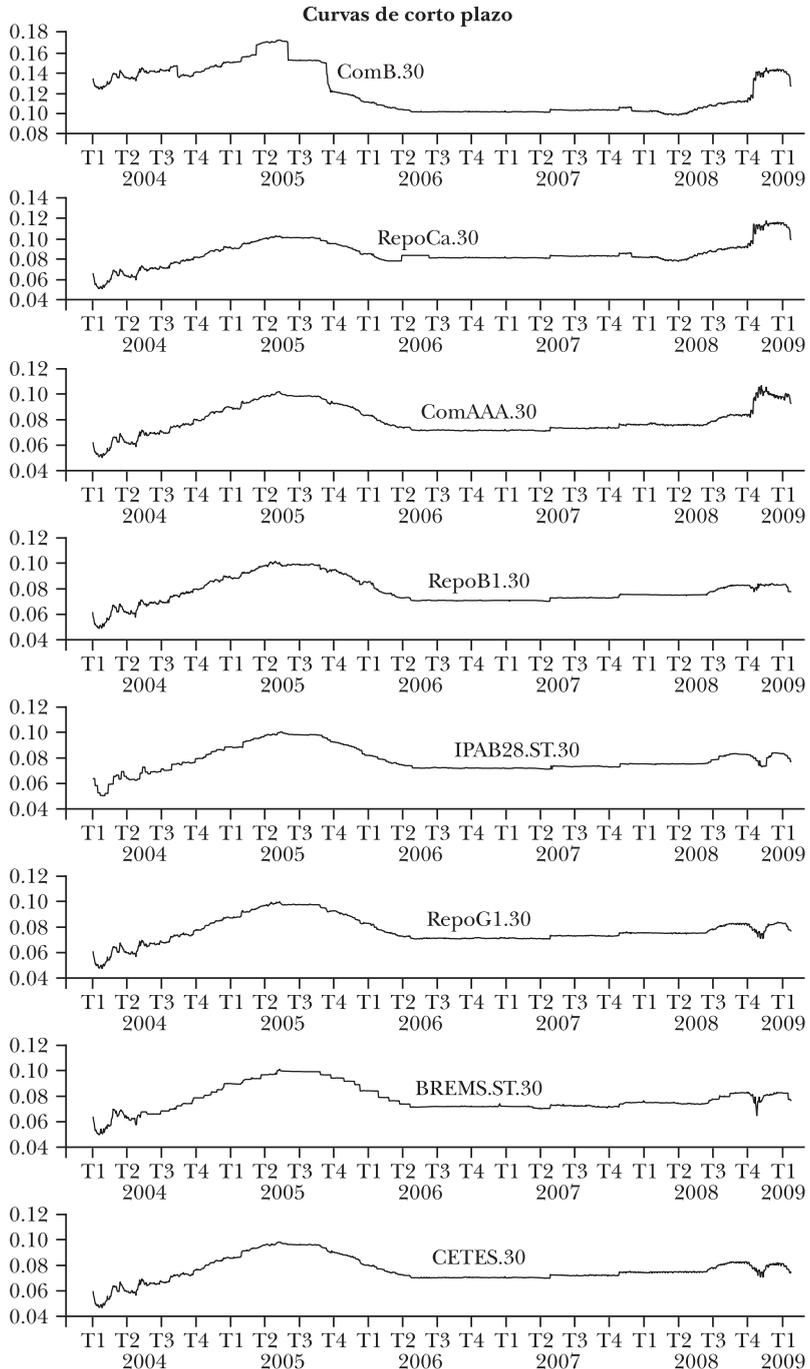
Las estadísticas de Portmanteau y sus correspondientes valores p calculados sobre los residuos y sus valores al cuadrado (cuadro 3, columnas 5 a 8) nos permiten evaluar el desempeño de las especificaciones GARCH multivariadas en la modelación de la matriz de correlaciones. Los resultados indican que solamente la especificación multivariada CCCP no muestra evidencia estadística para rechazar la hipótesis de no autocorrelación serial multivariada y de no efectos ARCH multivariados. Una vez elegida la especificación GARCH simulamos en forma conjunta los factores de riesgo de mercado para un horizonte anual.²²

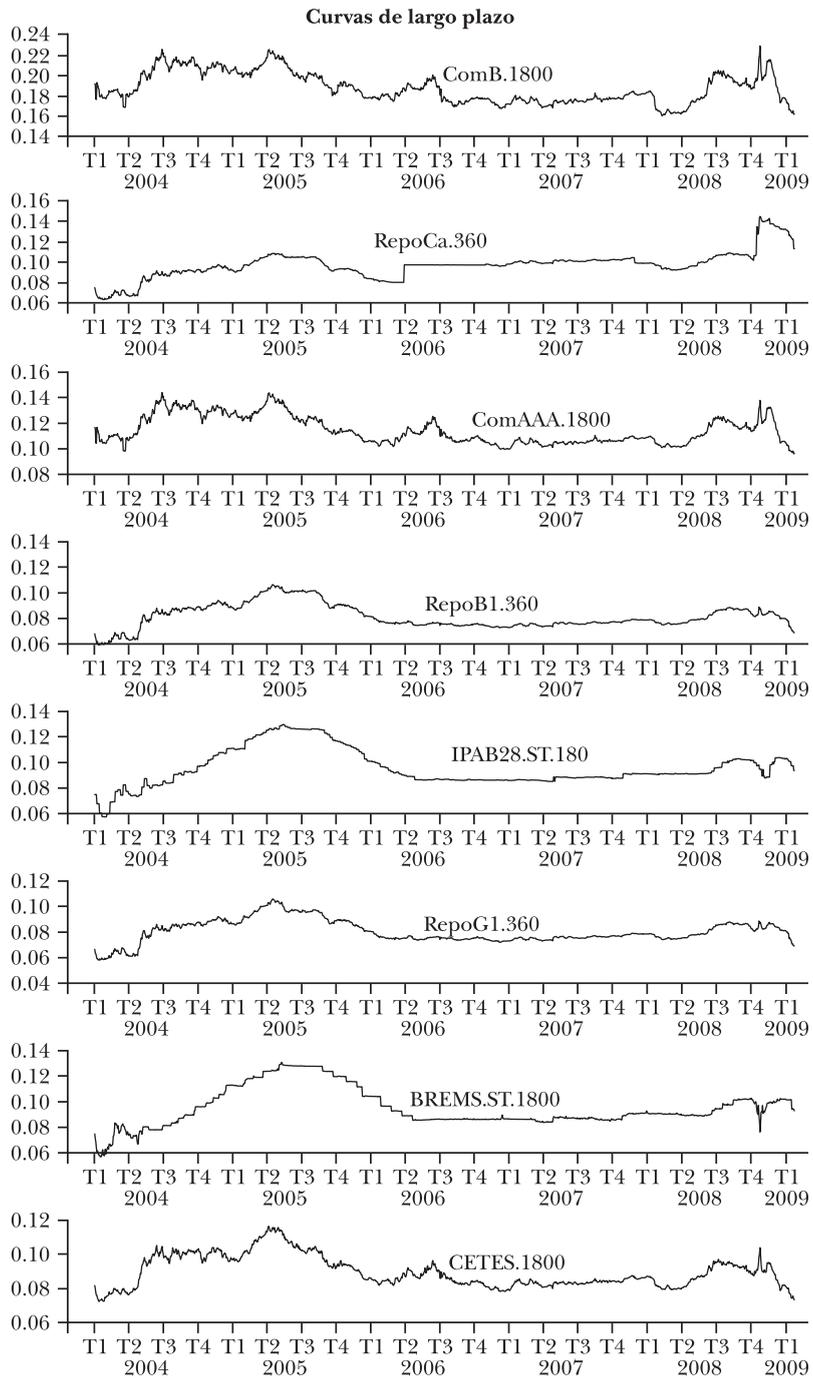
Un enfoque alternativo a las especificaciones GARCH multivariadas, comúnmente utilizado en la práctica, consiste en

²¹ Engle y Kroner (1995) introdujeron los modelos ARCH en el contexto multivariado. Bauwens, Laurent y Rombouts (2006) presentan una amplia revisión de la literatura de modelos GARCH multivariados.

²² Los modelos GARCH utilizados en esta aplicación son estimados por máxima verosimilitud aplicando el algoritmo BHHH (ver, por ejemplo Bollerslev 1986).

GRÁFICA III. CURVAS DE TASA DE INTERÉS DE CORTO Y LARGO PLAZO, 2004-09





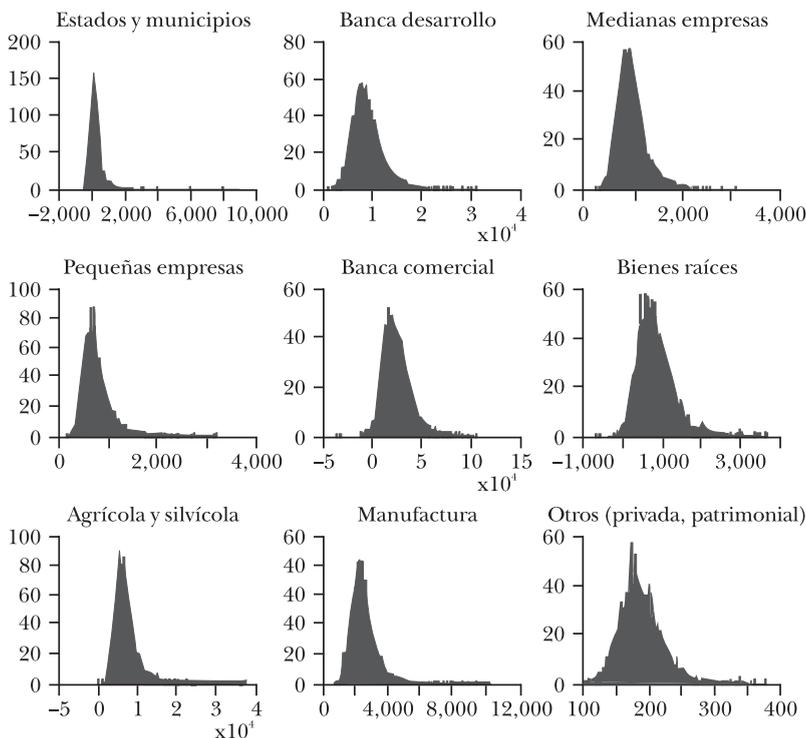
filtrar cada serie con alguna especificación GARCH univariada y modelar la estructura de dependencia a través de cópulas multivariadas. La especificación de las cópulas elípticas y de mezcla normal agrupadas que utilizamos corresponde a la familia *t* de Student debido a sus bondades y amplia aplicación en las finanzas. Recomendamos ver Díaz (2007) y Díaz y Ramírez (2009) para consultar los métodos de estimación no paramétricos de cópulas empleados, así como aplicaciones desarrolladas en el contexto de riesgo de crédito. Una referencia útil sobre la aplicación de modelos de series de tiempo y cópulas en el área de medición de riesgos es Embrechts (2005).

3. Resultados de agregación

Para implementar de manera eficiente los algoritmos de estimación de los modelos de series de tiempo y las cópulas utilizadas, así como el intensivo proceso de simulación que comprende el algoritmo de agregación establecido en la segunda sección del documento, utilizamos los software estadísticos y matemáticos MATLAB, R y S-PLUS junto con las rutinas propias desarrolladas por el autor. La correcta calibración de los modelos propuestos permite caracterizar las distribuciones de pérdidas por tipo de riesgo (crédito, mercado y operacional) en cualquiera de los productos, subcarteras e incluso por línea de negocio.

A continuación mostramos los histogramas de las pérdidas simuladas por producto, cartera y tipo riesgo, se emplea como estructura de dependencia la cópula gaussiana la cual es ampliamente utilizada en la industria y sigue vigente en los modelos de agregación de riesgos tradicionales. En la gráfica IV apreciamos que el comportamiento de las distribuciones subyacentes por riesgo de crédito presenta sesgo y colas relativamente pesadas.

La granularidad de los análisis de las distribuciones de pérdidas puede llevarse a cabo no sólo para el producto o la subcartera, sino también para la cartera total. En la gráfica V incluimos los histogramas de las pérdidas agregadas por los riesgos de crédito (superior izquierda), mercado (superior derecha), operacional (inferior izquierda) y riesgo consolidado (inferior derecha), a nivel del balance total.

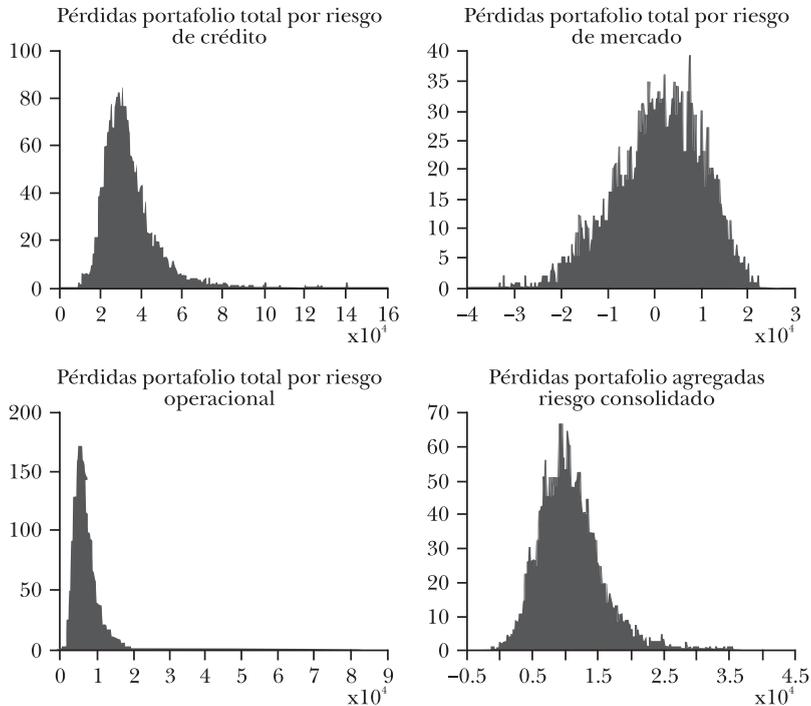
GRÁFICA IV. DISTRIBUCIONES PÉRDIDAS POR RIESGO DE CRÉDITO PARA DIFERENTES PRODUCTOS DE LA CARTERA

El algoritmo de agregación también fue ejecutado con ajustes alternativos a la cópula gaussiana. Por ejemplo, para corregir la posible subestimación en las distribuciones de pérdidas afectadas por leptocurtosis podemos emplear cópulas cuyas marginales regulen la pesadez de las colas como, en efecto, sucede con las familias t de Student (Ramírez, 2004). Entre las más socorridas por su flexibilidad y buen desempeño en aplicaciones de medición de riesgos destacan las cópulas t de Student simétricas (ver Embrechts, McNeil y Frey, 2005). Como tercera alternativa, proponemos la aplicación de la llamada cópula t de Student agrupada, la cual permite modelar niveles de dependencia extrema diferenciados entre subgrupos específicos de la cartera. Para complementar el análisis, decidimos evaluar el supuesto simplista de independencia entre los parámetros y factores de riesgo a través del uso de la cópula de independencia.

De los resultados obtenidos, destacamos que el ajuste

gaussiano arroja estimaciones de *CE* considerablemente inferiores a las de la cópula *t* agrupada que oscilan alrededor de 20%, para la cartera total. No obstante que las estimaciones obtenidas con el ajuste de la cópula *t* simétrica apuntan en la misma dirección, la magnitud de las discrepancias para la cartera total fueron menores a 5%. Para las subcarteras también existen ciertas diferencias significativas por riesgo agregado total, por ejemplo, las desviaciones más notorias entre la cópula *t* simétrica y la agrupada corresponden a las carteras de créditos.²³

GRÁFICA V. DISTRIBUCIÓN DE PÉRDIDAS DEL PORTAFOLIO TOTAL POR TIPO DE RIESGO Y RIESGO CONSOLIDADO



Para fines de selección del mejor modelo de cópulas utilizadas, llevamos a cabo una prueba de bondad de ajuste no

²³ Además de la cópula *t* agrupada existen otras cópulas relacionadas con la familia *t* de Student como la *t* de valores extremos y la *t* de cola inferior. Sin embargo, decidimos no incluirlas porque no agregan información considerable al análisis, además de que su tratamiento implica un alto grado de complejidad (Demarta y McNeil, 2004).

paramétrica desarrollada por Panchenko (2005), la cual está diseñada tanto para el caso de cópulas bivariadas como multivariadas y, además, se basa en una medida de divergencia introducida por Diks *et al.* (1996). Una de las bondades de dicha prueba es que puede ser aplicada a cualquier forma funcional de la cópula, pues no requiere del uso de los estimadores de los parámetros; de ahí su flexibilidad y aplicabilidad. La estadística de prueba asociada Q es una medida de

CUADRO 4. ESTADÍSTICAS DE PRUEBA Q PARA LAS FAMILIAS DE CÓPULAS AJUSTADAS

<i>Subcarteras</i>	<i>Cópula indep.</i>	<i>Cópula gaussiana</i>	<i>Cópula t simétrica</i>	<i>Cópula t agrupada</i>
Inversiones				
Reserva internacional	0.08126	0.05762	0.03181	0.02890
Valores gubernamentales (Bonos IPAB)	0.07680	0.05142	0.02841	0.02805
Deudores por reporto gobierno ^a	0.06781	0.05081	0.02801	0.02551
Deudores por reporto bancos ^a	0.07569	0.05310	0.02716	0.02939
Créditos				
Banca de desarrollo	0.07531	0.05025	0.02824	0.02812
Banca comercial grupo I ^b	0.07574	0.05075	0.02733	0.02891
Banca comercial grupo II ^b	0.07016	0.04809	0.02573	0.02616
Banca comercial grupo III ^b	0.08145	0.05326	0.03182	0.02986
Créditos a fideicomisos oficiales	0.08408	0.05734	0.03049	0.02886
Crédito a organismos públicos (IPAB)	0.07575	0.06000	0.03287	0.02966
Otros				
Otros conceptos (incluye participación en organismos internacionales)	0.06411	0.04628	0.02805	0.02693
Pasivos				
Base monetaria (billetes y moneda metálicas)	0.07865	0.05301	0.03051	0.03095
Bonos de regulación monetaria	0.07492	0.04856	0.02739	0.02781
Depósito de regulación monetaria, banca comercial y desarrollo	0.07078	0.05192	0.02694	0.02717
Depósito de regulación monetaria valores gubernamentales	0.07064	0.05153	0.02783	0.02892
Depósitos del Gobierno Federal	0.07147	0.05347	0.02977	0.02821
Depósitos de banca de desarrollo	0.06763	0.05339	0.02725	0.02935
Depósitos de banca comercial	0.06851	0.05178	0.02700	0.02816
Acreedores diversos (FOBAPROA, FAMEVAL,	0.07685	0.05364	0.03024	0.02980
Otros conceptos	0.07799	0.05946	0.03296	0.03239

^a Deudores por reporto de valores 50% gobierno y 50% bancos. ^b Créditos banca comercial 1/3 a cada grupo (I, II y III).

discrepancia entre la cópula empírica y la cópula en cuestión, en la que valores pequeños indican un mejor ajuste. En el cuadro 4 presentamos los valores promedio de las distancias Q por producto y cartera total. Los valores revelan que la cópula t de Student agrupada ajusta adecuadamente los datos, en tanto que la cópula gaussiana presenta el ajuste más pobre de entre las familias de cópulas utilizadas.

Para concluir el ejercicio de agregación, el cuadro 5 incluye las estimaciones de CE obtenidas con la cópula t agrupada al nivel de confianza $q = 99.5\%$ por subcarteras, balance total y tipo de riesgo.²⁴ Las columnas correspondientes al riesgo de crédito incluyen al estimador de la media de la distribución de pérdidas, conocido como pérdida esperada (PE). En cada caso estimamos el efecto de diversificación, tanto para la agregación por cartera como por tipo de riesgo y balance total. De acuerdo con los resultados, el efecto de diversificación total es de 39% respecto a la suma de las estimaciones de CE de todos los rubros del balance y los tipos de riesgos. Como observación adicional, es interesante observar que el CE agregado total representa 12% de la base monetaria y 4.2% de los activos totales. Si suponemos que la base monetaria representa el capital neto de la institución y que el requerimiento de capital total en el contexto de los acuerdos de Basilea II (ver BCBS, 2004) está alineado con el CE , el índice de capitalización del banco central fluctuaría alrededor de 66%, o equivalentemente, el capital neto sería 8.3 veces el requerimiento de capital.²⁵

V. CONCLUSIONES

El desarrollo de un modelo integral de riesgos y más aún, su

²⁴ El CE se determina mediante ES_q y la modelación de la cola de las distribuciones de pérdida con la distribución pareto generalizada (método POT). Como discutimos en la sección II, el ES_q es una medida de riesgo coherente cuyas propiedades son preferibles al VaR_q . Para mayor referencia sobre la implementación del método POT sugerimos Embrechts, Klüppelberg y Mikosch (1997), Díaz (2003) y Díaz (2004).

²⁵ En este contexto, los activos ponderados por riesgo global agregado del Banco de México son iguales a $\frac{1}{.08}CE$, es decir, alrededor de 866,887,607 miles de pesos.

implementación, representa una tarea compleja que requiere esfuerzos coordinados en diferentes aspectos: metodologías, bases de datos e infraestructura tecnológica, procesos internos, gente y cultura de administración de riesgos. Las bases de datos y la infraestructura tecnológica son particularmente importantes ya que la primera representa una condición esencial para desarrollar y aplicar metodologías sofisticadas, mientras que la infraestructura tecnológica debe garantizar que los datos empleados por el sistema de administración de riesgos sean consistentes, alineados con la información de todas las áreas del banco central.

La situación actual así como las recientes crisis económicas, hacen eminente la necesidad de fortalecer el sector financiero a nivel internacional en cuanto a requerimientos de capitalización adecuados, que permitan hacer frente a las situaciones adversas. A medida que aumenta la complejidad de los mercados, los modelos de riesgo son más susceptibles a errores metodológicos y de calidad de la información, lo que a su vez aumenta la probabilidad de incurrir en pérdidas no consideradas o bien un aprovechamiento poco óptimo de los recursos, derivado de la imprecisión de las mediciones de riesgo empleadas. Lo anterior hace evidente la creciente necesidad de contar con modelos de medición de riesgo que reflejen las condiciones económicas actuales. Es en ese sentido que el trabajo realizado cobra relevancia como herramienta para la adecuada medición del capital en riesgo o *CE* para instituciones de banca central.

El trabajo de investigación presenta una metodología global de agregación de riesgos aplicado a la banca central mexicana. Para su construcción fue necesario incorporar técnicas de series de tiempo y estructuras de dependencia flexibles (cópulas), haciendo uso de los modelos estándar de medición individual de los riesgos así como de técnicas y modelos propios.

Las conclusiones principales sostienen que la metodología planteada permite incorporar los efectos de variables macro económicas y financieras que intervienen en el mecanismo de transmisión de la política monetaria, con los factores y parámetros de riesgo que afectan las pérdidas de las posiciones del banco central por los diferentes tipos o fuentes de riesgo, y a lo largo de la taxonomía interna de procesos y unidades de

CUADRO 5. AGREGACIÓN DE RIESGOS POR SUBCARTERAS Y TIPOS DE RIESGO (en millones de pesos)

Subcarteras	Balance al 31 de dic. del 2008	Mercado		Crédito		Operacional		Bruto (suma)	Diversificación	CE agregado
		CE	PE	CE	PE	CE	PE			
Inversiones										
Reserva internacional	1,181,863	51,563	600	16,493		10,753		78,809	(23,753)	55,056
Valores gubernamentales	145,672	4,791	205	4,509		1,433		10,733	(3,456)	7,277
Deudores por reporto gobierno ^a	56,752	1,299				445		1,744	(625)	1,219
Deudores por reporto bancos ^a	56,752	1,162	345	1,757		445		3,363	(1,113)	2,250
Bruto (suma)	1,441,038	58,815		22,759		13,076		94,649		65,802
Efecto diversificación		(18,424)		(6,725)		(2,689)		(27,838)		(19,393)
CE agregado		40,391		16,033		10,386		66,811	(20,392)	46,419
Créditos										
Banca de desarrollo	11,000	163	110	643		130		937	(228)	709
Banca comercial grupo I ^b	15,625	211	237	1,383		664		2,257	(621)	1,637
Banca comercial grupo II ^b	15,625	226	1,094	4,531		2,500		7,257	(2,083)	5,175
Banca comercial grupo III ^b	15,625	264	1,406	4,844		5,249		10,357	(3,140)	7,217
Créditos a fideicomisos oficiales	12,526	137	7	347		139		623	(177)	446
Crédito a organismos públicos (IPAB)	63,570	866	96	2,158		578		3,603	(1,136)	2,467
Bruto (suma)	133,972	1,867		13,907		9,260		25,034		17,650
Efecto diversificación		(622)		(4,776)		(1,662)		(7,060)		(5,723)
CE agregado		1,245		9,131		7,598		17,975		11,927

				Otros		
Otros conceptos (incluye participación en organismos internacionales)	76,731	1,756	601	2,358	(529)	1,829
Pasivos						
Base monetaria	577,542	41				41
Bonos de regulación monetaria	1,240					
Depósito de regulación monetaria, banca comercial y desarrollo	280,000					
Depósito de regulación monetaria valores gubernamentales	248,397	7,672		7,672		7,672
Depósitos del Gobierno federal	272,130					
Depósitos de banca de desarrollo	1					
Depósitos de banca comercial	4,100					
Acreedores diversos (FOBAPROA, FAMEVAL,	4,823	184		184		184
Otros conceptos	263,509					
Bruto (suma)	1,651,742	7,897		7,897		7,897
Efecto diversificación		(2,237)		(2,237)		(2,237)
CE agregado		5,600		5,660		5,660
Total						
<i>Bruto total</i>		54,541	36,666	114,144		77,384
<i>Efecto diversificación</i>		(17,134)	(10,419)	(33,153)	(44,793)	(8,033)
<i>CE agregado</i>		37,407	26,247	80,991	(11,640)	69,351

^a Deudores por reporto de valores 50% gobierno y 50% bancos. ^b Créditos banca comercial 1/3 a cada grupo (I, II y III).

la institución, características que de manera conjunta no presentan, en general, los modelos de medición de riesgos en la industria. Adicionalmente, se concluye que las cópulas agrupadas del tipo t de Student ofrecen mejores resultados en la modelación del comportamiento de las pérdidas extremas que cualquier otra estructura de dependencia comúnmente utilizada en finanzas, como es el caso de la cópula gaussiana y la de independencia, y aún más presentan algunas ventajas con respecto a la cópulas t simétrica entre las que destaca el hecho de que permiten caracterizar comportamientos de pérdidas extremas bien diferenciados entre carteras, unidades y procesos.

Los resultados del documento son, en cierta manera, novedosos pues no hay antecedentes en la literatura local en los que se muestre conjuntamente las siguientes tres características de la metodología aquí propuesta. Primero, es el uso comparativo de cópulas multivariadas para ajustar el mejor modelo de dependencia entre carteras, unidades, procesos y tipos de riesgo. En segundo lugar, el análisis de las bondades de la diversificación de una cartera que incluye grupos con diferentes comportamientos de dependencia extrema y, finalmente, la aplicabilidad de las estructuras ARMA-GARCH multivariadas para describir el comportamiento de los rendimientos de los factores de riesgo de mercado.

Como todo procedimiento estadístico, la metodología aquí propuesta no se encuentra exenta de limitaciones. En primer lugar, para el caso del riesgo de crédito, es sabido que las estimaciones en el país están seriamente afectadas por la falta de registros de largo plazo confiables. Por su parte, en el caso de los riesgos operacionales, la efectividad de cualquier metodología para de medición de riesgo depende por completo de la cantidad y la calidad de información realista sobre eventos de pérdida adecuada. En nuestro caso, esta carencia afecta seriamente la efectividad de los ajustes de las cópulas o de los métodos de valores extremos debido a las propiedades asintóticas de sus estimadores. No hay duda que con una muestra mayor, la calidad de las medidas de riesgo mejoraría sustancialmente y ayudaría a reforzar los supuestos establecidos.

REFERENCIAS

- Alexander, C., y J. Pezier (2003), *On the Aggregation of Market and Credit Risks*, ISMA Centre, University of Reading, Reading, octubre (Discussion Papers in Finance, nº 2003-13).
- Artzner, P., F. Delbaen, J. M. Eber y D. Heath (1999), "Coherent Measures of Risk", *Mathematical Finance*, vol. 9, nº 3, pp. 203-28.
- Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) (1995), *An internal model-based approach to market risk capital requirements*.
- Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) (2001), *Working paper on the regulatory treatment of operational risk*. Consultative document.
- Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) (2004), *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. A Revised Framework*.
- Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) (2008), *Range of practices and issues in economic capital modelling*. Consultative Document.
- Bauwens, L., S. Laurent, y J. Rombouts (2006), "A review of Multivariate GARCH Models with Applications to Financial Data", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 21, pp. 79-109
- Bluhm, C., L. Overbeck y C. Wagner (2003), *An Introduction to Credit Risk Modelling*, Chapman & Hall, London.
- Bollerslev, T., R. F. Engle y J. M. Wooldridge (1986), "Generalized Autorregressive Conditional Heterocedasticity", *Journal of Econometrics*, vol. 31, pp. 307-27.
- Chow, G., y A. Lin (1971), "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series", *Review of Economics & Statistics*, vol. 53, pp. 372-75.
- Cont, R. (2001), "Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues", *Quantitative Finance*, vol. 1, nº 2, pp. 223-36.
- Copelman, M., y A. Werner (1995), *The Monetary Transmission Mechanism in Mexico*, Board of Governor of the Federal Reserve System (International Finance Discussion Papers, nº 521).
- Crosbie, P., y J. Bohn (2002), *Modelling Default Risk*, KMV (Working Paper).

- Crouhy, M., D. Galai y R. Mark (2000), "A comparative analysis of current credit risk models", *Journal of Banking and Finance*, vol. 24, pp. 59-117.
- Demarta, S., y A. J. McNeil (2004), *The t Copula and Related Copulas*, Preprint, ETH Zurich.
- Díaz, A. (2003), *Teoría de Valores Extremos para sucesiones de variables aleatorias dependientes*, tesis de licenciatura, UNAM, México.
- Díaz, A. (2004), *Teoría de Valores Extremos para sucesiones de variables aleatorias no estacionarias*, tesis de licenciatura, UNAM, México.
- Díaz, A. (2007), *Modelo de cálculo de Capital Económico por Riesgo de Crédito aplicando Cópulas Elípticas Generalizadas, Cópulas Agrupadas y Teoría de Valores Extremos*, tesis de doctorado, ITESM-CCM.
- Díaz, A., y J. C. Ramírez (2009), "A copula-EVT-based methodology for estimating the required economic capital measuring in retail portfolios", *Economic Analysis Review*, vol. 24, nº 2, pp. 95-132.
- Diks, C., W. R. van Zwet, F. Takens y J. Degoede (1996), "Detecting differences between delay vector distributions", *Physical Review E*, vol. 53, nº 3, pp. 2169-76.
- Dimakos, X., y K. Aas (2003), *Integrated Risk Modelling*, Norwegian Computing Centre, Oslo, diciembre (Working Paper).
- Dowd, K. (1998), *Beyond Value at Risk: The New Science of Risk Management*, Wiley.
- Duffie, D., y J. Pan (1997), "An overview of Value at Risk", *Journal of Derivatives*, vol. 4, pp. 7-49.
- Duffie, D., y J. Pan (2001), "Analytical Value-at-Risk with jumps and credit risk", *Finance Stochastics*, vol. 5, pp. 155-180.
- Elliot, G., T. J. Rotenberg y J. H. Stock (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, vol. 64, pp. 813-36.
- Embrechts, P., C. Klüppelberg y T. Mikosch (1997), *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*, Springer Verlag, Berlin.
- Embrechts, P., A. J. McNeil y R. Frey (2005). *Quantitative Risk Management*, Princeton University Press (Series in Finance).

- Embrechts, P., A. J. McNeil y D. Straumann (1999), *Pitfalls and Alternatives*, A short, non-technical article, *RISK Magazine*, vol. 12, n° 5, mayo, pp. 69-71.
- Engle, R. F., y K. F. Kroner (1995), "Multivariate simultaneous generalized ARCH", *Econometric Theory*, vol. 11, pp. 122-50.
- Hull, J. (2008), *Options, Futures and Other Derivatives*, 7a edición, Prentice Hall, Nueva Jersey.
- Jarrow, R. A., y S. M. Turnbull (1999), *Derivative Securities*, 2da edición, Cincinnatti.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Error Correction Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Jorion, P. (2001), *Value at Risk: The New Benchmark for Measuring Financial Risk*, 2da edición, McGraw-Hill, Nueva York.
- JP Morgan (1996), *RiskMetrics Technical Document*, 3ra edición, JP Morgan, Nueva York.
- Kuritzkes, A., T. Schuermann y S. M. Weiner (2002), *Risk Measurement, Risk Management and Capital Adequacy in Financial Conglomerates*, Wharton Financial Institutions Center, Philadelphia (Working Papers Series, n° 03-02).
- Matten, C. (2000), *Managing Bank Capital: Capital Allocation and Performance Measurement*, 2da edición, Wiley.
- McNeil, A. J., y R. Frey (2000), "Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: an extreme value approach", *Journal of Empirical Finance*, vol. 7, pp. 271-300.
- Merton, R. C. (1974), "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, vol. 29, pp. 449-70.
- Mina, J., y J. Y. Xiano (2001), *Return to RiskMetrics: the evolution of a standard*, RiskMetrics Group, Nueva York (Technical Report).
- Ng, S., y P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, vol. 69, pp. 1519-54.
- Panchenko, V. (2005), "Goodness of fit test for copulas", *Physica A*, vol. 355, pp. 176-82.
- Pezier, J. (2003), *Application-Based Financial Risk Aggregation Models*, ISMA Centre, University of Reading, Reading, septiembre (Discussion Papers in Finance, n° 2003-11).

- Ramírez, J. C. (2004), “Usos y limitaciones de los procesos estocásticos en el tratamiento de distribuciones de rendimientos con colas gordas”, *Revista de Análisis Económico*, vol. 19, n° 1, pp. 51-76.
- Rouvinez, C. (1997), “Going Greek with VAR”, *RISK Magazine*, vol. 10, n° 2, pp.57-65.
- Schwartz, M., A. Torres (2000), *Expectativas de Inflación, Riesgo País y Política Monetaria en México*, Banco de México (Documento de Investigación, n° 2000-06).
- Sims, C. A., y T. Zha (1998), “Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models”, *International Economic Review*, vol, 39, n° 4, pp. 949-68.
- Tsay, R. (2001), *Analysis of Financial Time Series*. John Wiley & Sons, Nueva York.
- Yamazaki, E., y J. C. Ramírez (2009), “Evaluación del impacto del mercado de derivados en los canales de transmisión de la política monetaria en México: metodologías VAR y M-GARCH”, próxima publicación, *Journal of Management, Finance and Economics*, vol. 3, n° 2.

Wendy Bolívar
Virginia Cartaya

Determinación de ciclos y tendencias en series de tiempo macroeconómicas mediante un enfoque bayesiano

I. INTRODUCCIÓN

La descomposición de series de tiempo en ciclo y tendencia juega un papel fundamental en el proceso de análisis y toma de decisiones económicas. Este proceso puede facilitarse con la ayuda de indicadores que envíen señales acerca del desempeño de la economía, como son el producto potencial y sus desviaciones del nivel actual. Se ha popularizado en la literatura de extracción de tendencia y obtención de ciclos, métodos estadísticos que exigen utilizar supuestos *ad hoc*, tales como el filtro de Hodrick-Prescott (1980) o el filtro Baxter y King (1995); dichos filtros pueden degenerar en distorsiones en especial en lo concerniente a las previsiones (Murray,

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de W. Bolívar y V. Cartaya, funcionarias del Departamento de Modelos Económicos, de la Vicepresidencia de Estudios, del Banco Central de Venezuela (BCV), presentado en la XIV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, auspiciada por el Banco Central de Brasil, celebrada en Salvador, Bahía, del 11 al 13 de noviembre de 2009. Las opiniones expresadas en este trabajo son responsabilidad exclusiva de los autores y no representan el criterio del BCV. Se agradecen los comentarios de Francisco Sáez y Galo Nuño. Correos electrónicos: {vcartaya@bcv.org.ve, bolivar@bcv.org.ve}.

2001). Harvey y Jaeger (1993) señalan que una descomposición más adecuada debería apoyarse en la elaboración de variables no observables, mediante métodos basados en modelos.

En este trabajo se determina el ciclo y la tendencia como componentes no observables, en el contexto de modelos de series de tiempo estructurales, para la economía venezolana durante el periodo 1984-2008. Se combinan modelos escritos en la forma de espacio de los estados (Harvey y Jaeger, 1993), con el empleo del filtro de Kalman; y mediante la estimación de ciclos de segundo orden que tienden a ser más suaves que los de primer orden, también se incorporan técnicas Bayesianas (Harvey *et al.*, 2007). De esta forma se incluye información previa sobre algunos parámetros, como la frecuencia del ciclo, entre otros; las densidades *a posteriori* se estiman con métodos de Monte Carlo, como el algoritmo de Metropolis-Hastings, con lo que se predice la dirección futura del ciclo.

Se utilizan datos trimestrales para la estimación de dos modelos. En el primero se desagrega el producto interno bruto (PIB) para mostrar las características del ciclo, tales como duración, puntos de quiebre y amplitud. En el segundo modelo, se estima una curva de Phillips, donde se determina la inflación por el ciclo o brecha del producto.

Desde el punto de vista de la banca central y en un entorno de fluctuaciones más severas, es de especial relevancia conocer el alcance, la duración y las repercusiones de las distintas fases en que se encuentra el ciclo de cada economía en particular, para poder predecir su dirección y futuros puntos de quiebre.

El documento tiene la siguiente estructura: en la sección II se hace un breve resumen de la especificación teórica que se seguirá para la obtención de los ciclos y las tendencias de los modelos planteados; en la tercera sección, se hace una descripción del enfoque bayesiano, que abarca la selección de la prior, el cálculo de la verosimilitud y las densidades *a posteriori*; en la sección cuatro, se determinan los ciclos y tendencias para Venezuela mediante los modelos univariados y multivariados. Finalmente, en la sección V se presentan las conclusiones.

II. CICLOS Y TENDENCIA

Se consideran modelos estructurales donde el conjunto de

observaciones y_t con $t=1, \dots, T$ se descompone en una tendencia estocástica μ_t , un componente cíclico $\psi_{n,t}$ y un término residual ε_t , entonces

$$(1) \quad y_t = \mu_t + \psi_{n,t} + \varepsilon_t,$$

donde ε_t es un término ruido blanco con varianza σ_ε^2 .

La tendencia estocástica sigue un paseo aleatorio:

$$(2) \quad \begin{cases} \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} \\ \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \end{cases}$$

con:

$$\zeta_t \sim WN(0, \sigma_\zeta^2).$$

El modelo de ciclo determinista fijo es (según Harvey, 2004):

$$y_t = \alpha \cos(\lambda_c)t + \beta \sin(\lambda_c)t + \varepsilon_t, \text{ con } 0 < \lambda_c < \pi, \quad t=1, \dots, T.$$

donde λ_c es la frecuencia en radianes y α y β son parámetros. El periodo del ciclo es $2\pi / \lambda_c$.

El ciclo puede ser construido recursivamente de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos(\lambda_c) & \sin(\lambda_c) \\ -\sin(\lambda_c) & \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix}, \quad t=1, \dots, T.$$

Donde $\psi_0 = \alpha$ y $\psi_0^* = \beta$.

Si ahora se supone la existencia de dos disturbios ruido blanco no correlacionados, κ_t y κ_t^* , con media cero y varianza común σ_κ^2 y un parámetro ρ dentro de la ecuación que determina al ciclo, se obtiene el modelo para el ciclo estocástico:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos(\lambda_c) & \sin(\lambda_c) \\ -\sin(\lambda_c) & \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}, \quad t=1, \dots, T.$$

con $\rho \in [0, 1]$ es un parámetro de amortiguación que suaviza el ciclo.

El componente cíclico de orden n -ésimo se define por:

$$(3) \quad \text{Primer orden} \quad \begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos(\lambda_c) & \sin(\lambda_c) \\ -\sin(\lambda_c) & \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix},$$

$$(4) \quad \begin{bmatrix} \kappa_t \\ k_t^* \end{bmatrix} \sim WN \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_\kappa^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{\kappa^*}^2 \end{bmatrix} \right).$$

$$(5) \text{ Recursión } \begin{bmatrix} \psi_{i,t} \\ \psi_{i,t}^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos(\lambda_c) & \sin(\lambda_c) \\ -\sin(\lambda_c) & \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{i,t-1} \\ \psi_{i,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{i-1,t-1} \\ \psi_{i-1,t-1}^* \end{bmatrix},$$

con $i = 2, \dots, n$, λ_c .

1. Algunas características del ciclo

Dentro de las bondades que tiene el obtener estimaciones del ciclo del producto, destacan el poder determinar los cambios que se dan en la brecha del producto así como los valles y la crestas que visualizan los puntos de quiebre para determinar que tan profundas puedan ser las crisis o que tan severas son las contracciones, por ejemplo. En este trabajo, y de acuerdo con Harvey *et al.* (2007), los puntos de quiebre son identificados a partir del ciclo extraído de la descomposición de los datos y no parte de un criterio previamente convenido. Una de las definiciones dadas por Zellner *et al.* (1990) es identificar un punto t como un pico o una recesión como:

$$(6) \quad \hat{\psi}_{n,t-b}, \hat{\psi}_{n,t-b+1}, \dots, \hat{\psi}_{n,t-2}, \hat{\psi}_{n,t-1} < \hat{\psi}_{n,t} > \hat{\psi}_{n,t+1}, \hat{\psi}_{n,t+2}, \dots, \hat{\psi}_{n,t+a},$$

en términos equivalentes identifica la depresión o la expansión como:

$$(7) \quad \hat{\psi}_{n,t-b}, \hat{\psi}_{n,t-b+1}, \dots, \hat{\psi}_{n,t-2}, \hat{\psi}_{n,t-1} > \hat{\psi}_{n,t} < \hat{\psi}_{n,t+1}, \hat{\psi}_{n,t+2}, \dots, \hat{\psi}_{n,t+a},$$

donde a y b son enteros positivos.

Adicionalmente, es posible calcular los cambios incrementales esperados de un ciclo a partir de la siguiente ecuación:

$$(8) \quad D\psi_t = \log(\rho)\psi_t + \lambda_c \psi_t^*;$$

este el caso de un ciclo de primer orden, el de segundo orden es:

$$(9) \quad D\psi_{2,t} = \log(\rho)\psi_{2,t} + \lambda_c \psi_{2,t}^* + \rho^{-1} (\psi_{1,t} \cos(\lambda_c) + \psi_{1,t}^* \sin(\lambda_c)).$$

Para ciclos de órdenes superiores:

$$(10) \quad D\psi_{n,t} = \log(\rho)\psi_{n,t} + \lambda_c \psi_{n,t}^* + \rho^{-1} (\psi_{n-1,t} \cos(\lambda_c) + \psi_{n-1,t}^* \sin(\lambda_c)).$$

Esta variable mediría no sólo el tamaño y dirección de la

brecha del producto en todos los puntos en el tiempo, sino que podría estar recabando información acerca de la probabilidad de que el ciclo se esté moviendo hacia abajo o hacia arriba, cuando $D\psi_{n,t}$ es negativo o positivo. Así los puntos de quiebre podrían estar asociados a los cambios de signos de esta variable.

Si a esta variable le calculamos la distribución posterior daría aún más información sobre el ciclo y sus cambios. Con el filtro podemos extraer la información del ciclo en el periodo corriente, pero con las estimaciones que provienen del suavizamiento es posible actualizar el mismo cuando nueva información está disponible.

Por otro lado, una medida de interés es la correspondiente a la amplitud, con la cual nos permitiría conocer cómo la intensidad del ciclo ha cambiado en el tiempo.

$$(11) \quad A_t = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \sqrt{\hat{\psi}_{n,t}^{2j} + \hat{\psi}_{n,t}^{2j}}, \text{ con } t=1, \dots, T.$$

III. ESTIMACIÓN BAYESIANA

El enfoque bayesiano permite incorporar al proceso de estimación de los parámetros del modelo, información no contenida en la muestra mediante la fórmula de Bayes: sea θ el vector de parámetros del modelo (una variable aleatoria) y X la muestra, entonces:

$$\pi(\theta|X) = \frac{\pi(X|\theta)\pi(\theta)}{\pi(X)},$$

donde $\pi(X) = \sum_{j=1}^k \pi(X|\theta_j)\pi(\theta_j)$ es una constante de normalización, $\pi(X|\theta)$ es la densidad muestral o verosimilitud, $\pi(\theta)$ es la densidad *a priori* de los parámetros, que contiene toda la información previa sobre o independiente de los datos, y $\pi(\theta|X)$ es la densidad *a posteriori* de los parámetros dada la muestra.

Como $\pi(X)$ es una constante, una vez dada la muestra, suele obviarse de tal manera que:

$$\pi(\theta|X) \propto \pi(X|\theta)\pi(\theta),$$

en esta expresión, se tiene que la densidad *a posteriori* es una combinación de la densidad *a priori* y la información muestral, expresada esta última en términos de la función de verosimilitud.

La idea de hacer uso del enfoque bayesiano en la determinación del ciclo y la tendencia de serie de tiempo, es poder incorporar en la estimación conocimientos previos sobre los ciclos económicos.

1. Densidad *a priori*

Se incorpora información previa para la frecuencia, el factor de amortiguación y para las tres varianzas o matrices de covarianzas. Si el modelo es univariado, el conjunto de parámetros de los cuales se supone un conocimiento previo es:

$$\theta = (\sigma_{\kappa}^2, \sigma_{\varepsilon}^2, \sigma_{\zeta}^2, \rho, \lambda_c).$$

Las densidades *a priori* que se consideran para los parámetros de un modelo univariado son:

- Para las varianzas de los parámetros $\sigma_{\kappa}^2, \sigma_{\varepsilon}^2, \sigma_{\zeta}^2$, se consideran densidades *a priori* no informativas en el intervalo $[0, \infty]$, como por ejemplo, uniformes o inversa gamma.
- Para ρ se supone una densidad uniforme en el intervalo $[0, 1]$; ver Harvey *et al.* (2007).
- Para λ_c se considera una densidad beta con moda que va a depender de la periodicidad de la variable (por ejemplo, anual, mensual, trimestral).

Si el modelo es multivariado, este conjunto de parámetros es lo señalado a continuación:

$$\theta = (\Sigma_{\kappa}, \Sigma_{\varepsilon}, \Sigma_{\zeta}, \rho, \lambda_c).$$

Las diferencias de las densidades *a priori* para el caso multivariado radican básicamente en la distribución de las matrices de covarianza $\Sigma_{\kappa}, \Sigma_{\varepsilon}, \Sigma_{\zeta}$; a fin de tener densidades no informativas, se consideran densidades inversas Wishart (Zellner, 1971) por ser generalizaciones multivariadas de una inversa gamma.

2. Densidad *a posteriori*

Una vez que se han establecido las densidades *a priori* y se ha evaluado la función de verosimilitud con el uso de filtros de Kalman, el siguiente paso es obtener la densidad *a posteriori*, sin embargo, dadas estas densidades *a priori*, no es posible obtener de manera explícita una expresión para la densidad *a posteriori*; por tanto, para hacer realizaciones de los parámetros de esta densidad se recurre a los métodos de Monte Carlo, en ese sentido, se hará uso del algoritmo de Metropolis Hastings.

IV. CICLOS Y TENDENCIA EN LA ECONOMÍA VENEZOLANA

En esta sección se presentan aplicaciones empíricas de las estimaciones del ciclo y la tendencia, partiendo de modelos estructurales univariados y multivariados mediante una estimación híbrida de filtros de Kalman y el algoritmo bayesiano del Metrópolis-Hastings. Las estimaciones se realizan considerando componentes cíclicos de distintos órdenes. En el primer modelo, se desagrega el PIB de manera univariada, para mostrar las características del ciclo, tales como duración, puntos de quiebre y amplitud. En el segundo modelo, se estima una curva de Phillips, donde la inflación sea determinada por el ciclo o brecha del producto. Los datos utilizados en la estimación tienen frecuencia trimestral y abarcan el periodo 1984-2009.

1. Hechos estilizados

La actividad económica en Venezuela ha sido particularmente volátil a partir del año 1983. Gran parte de esta volatilidad responde a los choques externos a los cuales estuvo sujeta la economía (1983, colapso de los precios del petróleo; 1989, alza de las tasas de interés externa y crisis de la deuda; 1990-1991, Guerra del Golfo Pérsico; 2003, nuevo auge de los precios del petróleo). De esta forma, la volatilidad de los términos de intercambio entre 1983 y 2006 fue seis veces mayor que la registrada durante las dos décadas anteriores.

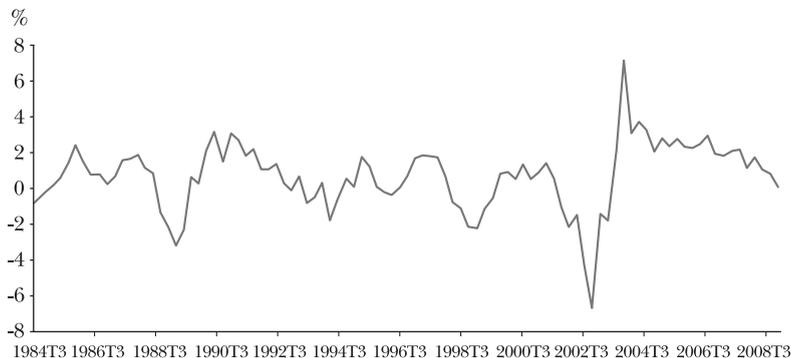
Las políticas internas, en ausencia de un fondo de estabilización, contribuyeron a ampliar el efecto de estos choques

externos. De hecho, parte del desempeño macroeconómico de Venezuela durante los ochenta es consecuencia de las estrategias de gasto público y endeudamiento del lustro anterior. El excesivo carácter procíclico del gasto público, la apreciación de la moneda, así como el sobreendeudamiento (Manzano y Rigobón, 2001) condujeron a una situación de deterioro de las cuentas externas, al abandono del régimen de tipo de cambio fijo y, finalmente, a la materialización de tasas crecientes de inflación.

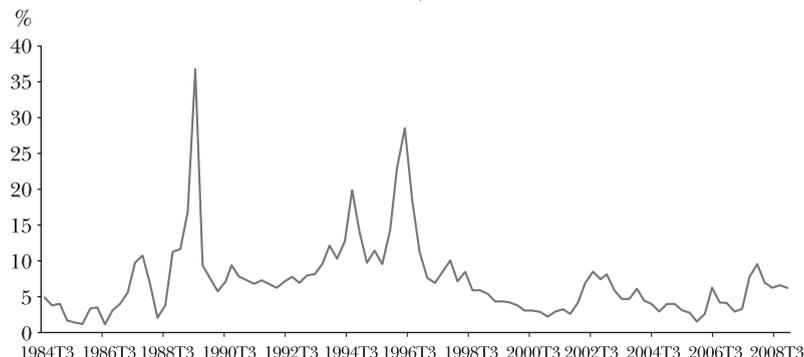
Por otra parte, la crisis externa de 1983, después de más de 25 años de régimen de tipo de cambio fijo, indujo a la pérdida de credibilidad sobre la capacidad de la economía para sostener sus anclas nominales, lo cual profundizó las salidas de capitales y la desmonetización de la economía. Regímenes de tipo de cambio administrado, controles generalizados de precios y programas de ajuste de carácter recesivo marcaron la profundización de los desequilibrios.

El ciclo económico de origen político también se manifestó claramente durante este lapso. Así por ejemplo, a partir de 1985, con el nuevo gobierno la economía recupera tímidamente sus tasas de crecimiento (0.72% en 1985, en promedio), pero sin una mejora de sus fundamentos macroeconómicos y con una severa acumulación de distorsiones. Esta situación persiste hasta que finalmente en el año 1989, y en una situación de virtual agotamiento de las reservas internacionales, se produce un programa de ajuste de grandes proporciones que conlleva a una disminución del producto de 8% y a una tasa de inflación de 84%. (Ver gráficas I y II.)

GRÁFICA I. PRODUCTO INTERNO BRUTO DE VENEZUELA: VARIACIÓN ANUALIZADA, 1984-2008



GRÁFICA II. INFLACIÓN EN VENEZUELA, 1984-2008



Los acontecimientos posteriores de carácter interno explican parte de las fluctuaciones de origen interno, que nuevamente impactaron la actividad económica, pero esta vez a través de caídas en la demanda de dinero y mayor volatilidad de la inversión. Los intentos de golpe de Estado en 1992, 1997 y 2002, fueron elementos adicionales que actuaron sobre las expectativas y contribuyeron a acentuar la volatilidad del producto y la inflación.

2. Modelo univariado del PIB

Se utilizó el PIB desestacionalizado, y se realizó la descomposición utilizando ciclos de distintos órdenes. El vector de estados contempla los parámetros de las tendencias y tantos parámetros cíclicos como órdenes sean introducidas en el modelo, por lo que el vector de estados:

$$\alpha = (\mu_t, \beta_t, \psi_{1,t}, \psi_{1,t}^*, \dots, \psi_{n,t}, \psi_{n,t}^*).$$

En este trabajo se realizó la descomposición de la serie sólo con los ciclos de primer y segundo orden.

Para el caso de un ciclo de primer orden, la representación en espacio de los estados comienza por definir la ecuación de transición de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \psi_{t+1} \\ \psi_{t+1}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \cos(\lambda_c) & \rho \sin(\lambda_c) \\ 0 & 0 & -\rho \sin(\lambda_c) & \rho \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \zeta_{t+1} \\ \kappa_{t+1} \\ \kappa_{t+1}^* \end{bmatrix}.$$

y con la ecuación de observación como:

$$y_t = [1 \quad 0 \quad 1 \quad 0] \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} + \varepsilon_t,$$

con:

$$Q = \begin{bmatrix} \sigma_\zeta^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\kappa^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\kappa^2 \end{bmatrix}, \quad S = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \quad R = \sigma_\varepsilon^2.$$

Dado que en este trabajo se utilizó la serie desestacionalizada, no se incluye el término de estacionalidad en el modelo. Análogamente, se generaliza para ciclos de órdenes superiores. Para el caso de orden dos, la forma que toma el ciclo es:

$$\begin{bmatrix} \psi_{1,t} \\ \psi_{1,t}^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos(\lambda_c) & \sin(\lambda_c) \\ -\sin(\lambda_c) & \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{1,t-1} \\ \psi_{1,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_{1,t+1} \\ k_{1,t+1}^* \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \psi_{2,t} \\ \psi_{2,t}^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos(\lambda_c) & \sin(\lambda_c) \\ -\sin(\lambda_c) & \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{2,t-1} \\ \psi_{2,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_{2,t+1} \\ k_{2,t+1}^* \end{bmatrix}.$$

Por lo que la ecuación de transición se convierte en:

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_{1,t} \\ \psi_{1,t}^* \\ \psi_{2,t} \\ \psi_{2,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \cos(\lambda_c) & \rho \sin(\lambda_c) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\rho \sin(\lambda_c) & \rho \cos(\lambda_c) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \rho \cos(\lambda_c) & \rho \sin(\lambda_c) \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -\rho \sin(\lambda_c) & \rho \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \psi_{1,t-1} \\ \psi_{1,t-1}^* \\ \psi_{2,t-1} \\ \psi_{2,t-1}^* \end{bmatrix} +$$

$$+ \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \zeta_t \\ \kappa_{1,t} \\ \kappa_{1,t}^* \\ \kappa_{2,t} \\ \kappa_{2,t}^* \end{bmatrix};$$

con la correspondiente ecuación de observación:

$$y_t = [1 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 1 \quad 0] \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_{1,t}^* \\ \psi_{1,t} \\ \psi_{2,t} \\ \psi_{2,t}^* \end{bmatrix} + \varepsilon_t$$

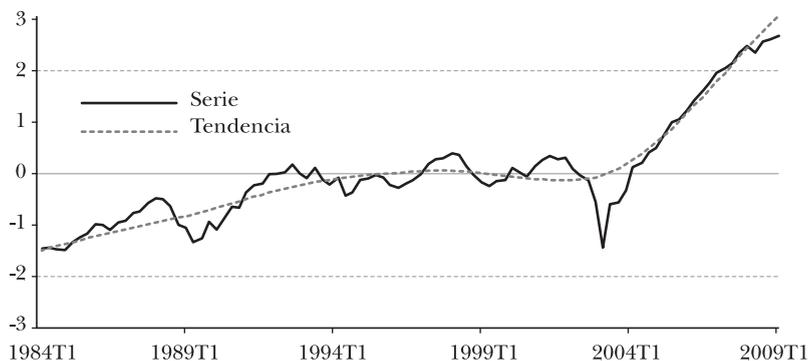
con:

$$Q = \begin{bmatrix} \sigma_\zeta^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\kappa_1}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{\kappa_1^*}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{\kappa_2}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{\kappa_2^*}^2 \end{bmatrix}, \quad S = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad y \quad R = \sigma_\varepsilon^2.$$

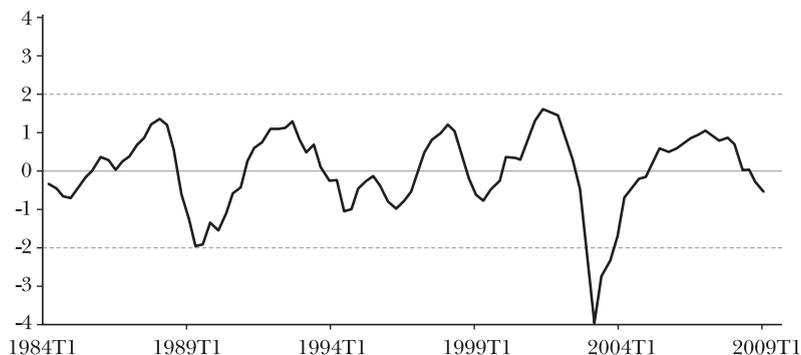
a) Resultados de la estimación univariada

En las gráficas III y IV se muestra el PIB junto con la tendencia y el ciclo del producto, respectivamente. El modelo estimado arrojó que la duración del ciclo completo es de 20 periodos, es decir, 5 años.

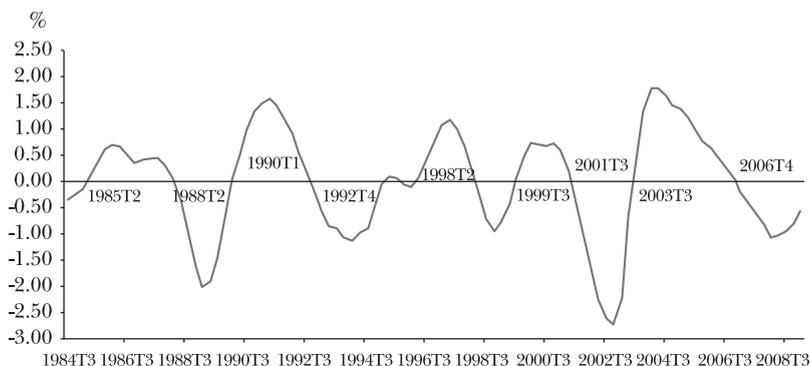
GRÁFICA III. ESTANDARIZACIÓN DEL PIB Y SU TENDENCIA, 1984-2009



A partir de la ecuación (10), $D\psi_{2,t}$, se han calculado los cambios trimestrales que han tenido lugar en la brecha del producto desde 1984. Este indicador estaría dando señales del cambio de comportamiento en el ciclo, destacando de esta

GRÁFICA IV. ESTANDARIZACIÓN DEL CICLO DEL PRODUCTO, 1984-2009

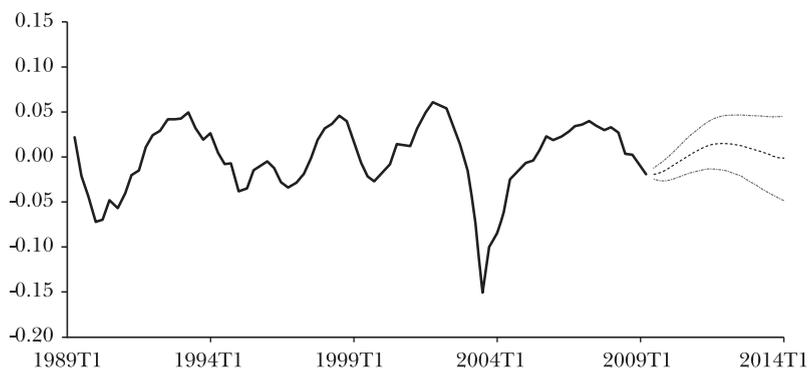
manera los posibles puntos de quiebre en la actividad económica; según lo cual un cambio de signo de positivo (negativo) a negativo (positivo) en $D\psi_{2,t}$ indica el comienzo de una recesión (expansión). Esto se muestra en la gráfica V, con los puntos de quiebre señalados en el cuadro 1.

GRÁFICA V. CAMBIOS EN LA BRECHA DEL PIB, 1984-2008**CUADRO 1**

<i>Fecha</i>	<i>Cambio de signo</i>	<i>Pico o valle</i>
1985T1	de negativo a positivo (expansión)	pico
1988T2	de positivo a negativo (recesión)	valle
1990T1	de negativo a positivo (expansión)	pico
1992T4	de positivo a negativo (recesión)	valle
1998T2	de positivo a negativo (recesión)	valle
1999T3	de negativo a positivo (expansión)	pico
2001T3	de positivo a negativo (recesión)	valle
2003T3	de negativo a positivo (expansión)	pico
2006T4	de positivo a negativo (recesión)	valle

La proyección se hizo a cinco años, considerando la información suministrada por el modelo y fueron colocados intervalos de confianza a 95% (ver gráfica VI). En esa proyección se muestra una expansión a partir del segundo trimestre del 2009, que alcanza un pico en tercer trimestre del 2011, y comienza a caer a partir del cuarto trimestre del 2011 hasta el 2014, al final del periodo de predicción.

GRÁFICA VI. PROYECCIONES DEL CICLO DEL PIB E INTERVALOS DE CONFIANZA, 1989-2014



3. Curva de Phillips

Para estimar un ciclo de primer orden, a partir de la curva de Phillips, se le agrega al modelo anteriormente estimado una ecuación para la inflación donde la misma depende de los valores rezagados de la brecha del producto, de su tendencia y de su ciclo propio, esto es:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_t^\pi \\ \mu_t^y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_t^\pi \\ \psi_t^y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} p_t \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^y \end{bmatrix},$$

con:

$$p_t = c_1 \psi_{t-1}^y + c_2 \psi_{t-2}^y,$$

la cual denota las presiones inflacionarias como consecuencia de los desvíos que tienen lugar cuando el producto actual se aleja de su potencial.

El comportamiento de las tendencias de ambas variables vienen dadas por:

$$\begin{cases} \mu_t^\pi = \mu_{t-1}^\pi + a_{t-1}, & \zeta_t \sim WN(0, \sigma_\zeta^2) \\ a_t = a_{t-1} + \zeta_t, \\ \mu_t^y = \mu_{t-1}^y + b_{t-1}, & \xi_t \sim WN(0, \sigma_\xi^2), \\ b_t = b_{t-1} + \xi_t, \end{cases}$$

y los ciclos:

Inflación

$$\begin{bmatrix} \psi_t^\pi \\ \psi_t^{\pi^*} \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos(\lambda_c) & \sin(\lambda_c) \\ -\sin(\lambda_c) & \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1}^\pi \\ \psi_{t-1}^{\pi^*} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t^\pi \\ k_t^{\pi^*} \end{bmatrix},$$

$$\begin{bmatrix} \kappa_t^\pi \\ k_t^{\pi^*} \end{bmatrix} \sim WN \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{\kappa^\pi}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{\kappa^{\pi^*}}^2 \end{bmatrix} \right).$$

Producto

$$\begin{bmatrix} \psi_t^y \\ \psi_t^{y^*} \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos(\lambda_c) & \sin(\lambda_c) \\ -\sin(\lambda_c) & \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1}^y \\ \psi_{t-1}^{y^*} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t^y \\ k_t^{y^*} \end{bmatrix},$$

$$\begin{bmatrix} \kappa_t^y \\ k_t^{y^*} \end{bmatrix} \sim WN \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{\kappa^y}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{\kappa^{y^*}}^2 \end{bmatrix} \right).$$

Cuyo vector de estados es:

$$\alpha_t = \left[\mu_t^\pi \ a_t \ \mu_t^y \ b_t \ \psi_t^\pi \ \psi_t^y \ \psi_t^{\pi^*} \ \psi_t^{y^*} \ \psi_{t-1}^y \ \psi_{t-2}^y \right]'$$

y la ecuación de transición es la que señalamos a continuación:

$$\begin{bmatrix} \mu_t^\pi \\ a_t \\ \mu_t^y \\ b_t \\ \psi_t^\pi \\ \psi_t^y \\ \psi_t^{\pi*} \\ \psi_t^{y*} \\ \psi_{t-1}^y \\ \psi_{t-2}^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \rho \cos(\lambda_c) & 0 & \rho \sin(\lambda_c) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho \cos(\lambda_c) & 0 & \rho \sin(\lambda_c) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -\rho \sin(\lambda_c) & 0 & \rho \cos(\lambda_c) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\rho \sin(\lambda_c) & 0 & \rho \cos(\lambda_c) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1}^\pi \\ a_{t-1} \\ \mu_{t-1}^y \\ b_{t-1} \\ \psi_{t-1}^\pi \\ \psi_{t-1}^y \\ \psi_{t-1}^{\pi*} \\ \psi_{t-1}^{y*} \\ \psi_{t-2}^y \\ \psi_{t-3}^y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \zeta_t \\ \xi_t \\ \kappa_t^\pi \\ \kappa_t^{\pi*} \\ \kappa_t^y \\ \kappa_t^{y*} \end{bmatrix},$$

y la correspondiente ecuación de observaciones:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & c_1 & c_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t^\pi \\ a_t \\ \mu_t^y \\ b_t \\ \psi_t^\pi \\ \psi_t^y \\ \psi_t^{\pi*} \\ \psi_t^{y*} \\ \psi_{t-1}^y \\ \psi_{t-2}^y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^y \end{bmatrix}.$$

Este modelo puede ser generalizado para considerar ciclos de orden superior.

a) Resultados de la estimación bivariada

A pesar que se estimaron los ciclos de primer y segundo orden, en este apartado se muestran sólo los de segundo orden, se señala que la principal diferencia radica en la estimación de ciclos más suaves, y componentes irregulares más erráticos. En primer lugar, se muestran los resultados de la estimación en espacio de los estados al aplicar el suavizamiento de intervalo fijo, y en segundo lugar, la estimación bayesiana con información previa sobre la frecuencia del ciclo.

b) Resultados con el ciclo de segundo sin usar priors bayesianas

Cuando se descompone el producto y la inflación utilizando espacio de los estados, y más particularmente el algoritmo de suavizamiento, la tendencia del PIB resulta ser más cercana al producto observado, con el consiguiente, ciclo de menor amplitud, que el que se obtuvo de modo univariado (ver gráficas VII y VIII).

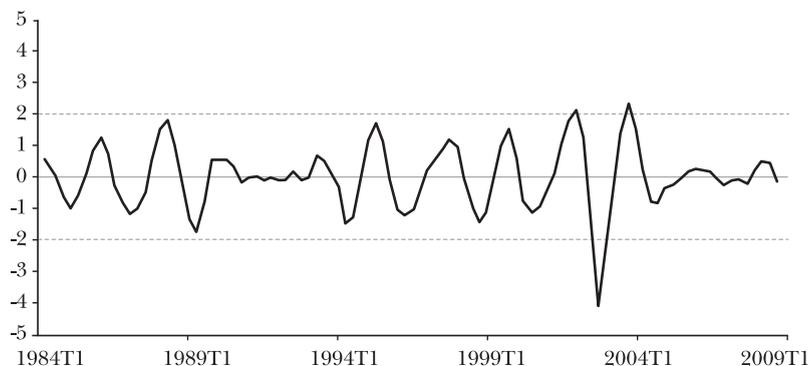
GRÁFICA VII. ESTANDARIZACIÓN DEL PRODUCTO Y SU TENDENCIA, 1984-2009



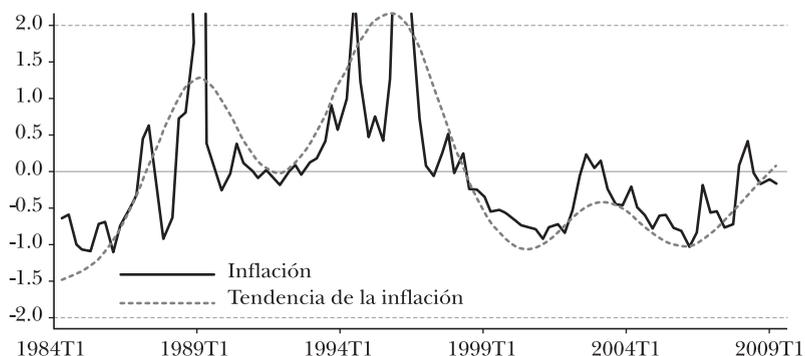
En las gráficas IX y X se muestran la tendencia y el ciclo correspondientes con la inflación.

Los resultados para el modelo multivariado muestran que los componentes son más ajustados al ser comparados con el univariado, dado que se aporta más información a la consecución de las variables no observables.

Al comparar ambos ciclos (gráfica XI), se observa que el ciclo del producto adelanta al ciclo de la inflación, aunque se

GRÁFICA VIII. CICLO DEL PRODUCTO, 1984-2009

evidencia más volatilidad en el ciclo del producto y algunas diferencias de signos en algunos periodos.

GRÁFICA IX. ESTANDARIZACIÓN DE LA INFLACIÓN Y SU TENDENCIA, 1984-2009

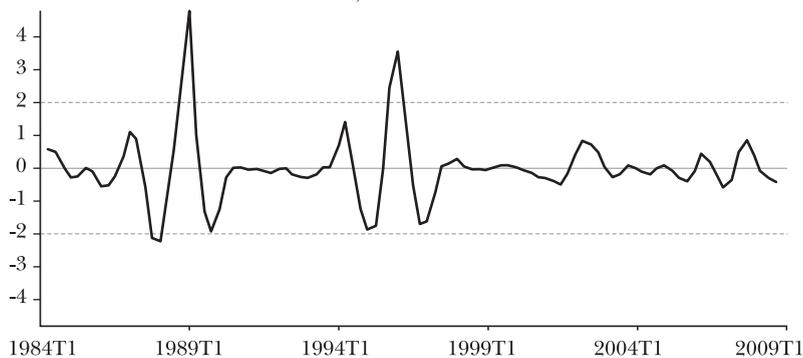
c) Resultados con el ciclo de segundo orden con priors bayesianas

Para seleccionar las priors para la estimación bayesiana, se tomó en cuenta la estimación de los modelos univariados sobre el periodo o duración del ciclo, así como la definición dada por el NBER, que para el caso de Venezuela es, en promedio, de cinco años. Por tanto, se trabajó con la distribución del parámetro λ_c (la frecuencia del ciclo), asociada a una media en la duración del periodo del ciclo de 20 trimestres o cinco años.

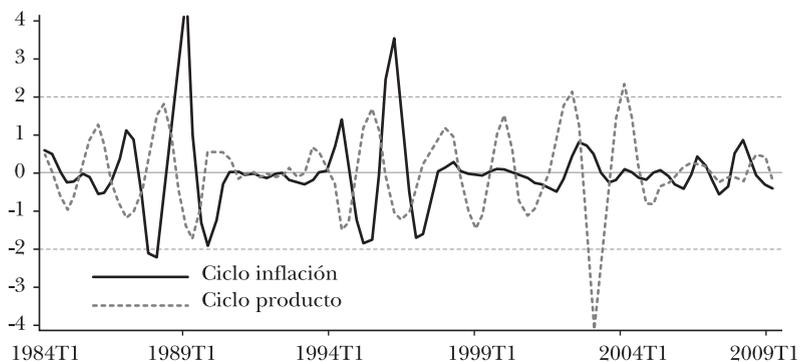
Las gráficas XII y XIII muestran la tendencia del producto y de la inflación, respectivamente. Se observa un ciclo en la inflación semejante al estimado sin utilizar priors bayesianas,

aunque un poco más ajustada a la serie observada. La brecha del producto es menos volátil que en la estimación anterior, y el ciclo de la inflación más pequeño que en el obtenido en dicha estimación (gráficas XIV y XV).

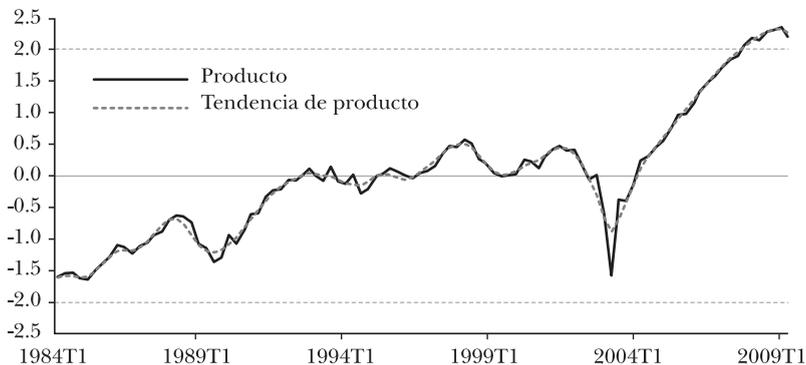
GRÁFICA X. CICLO DE INFLACIÓN, 1984-2009



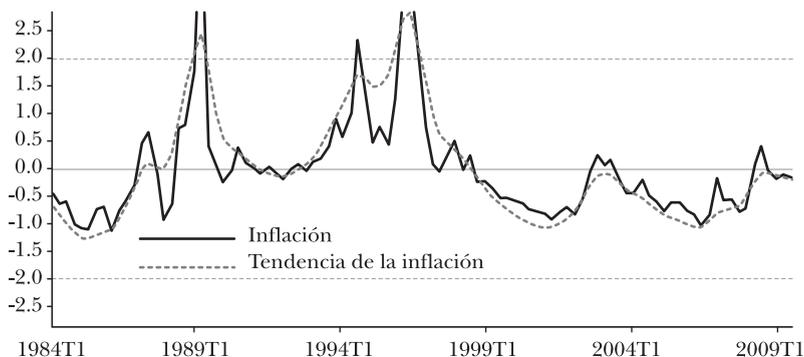
GRÁFICA XI. CICLO DE LA INFLACIÓN Y CICLO DEL PRODUCTO, 1984-2009



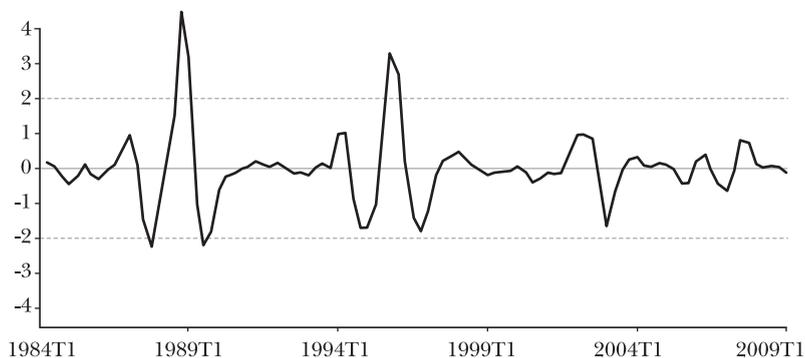
GRÁFICA XII. PRODUCTO Y SU TENDENCIA, 1984-2009



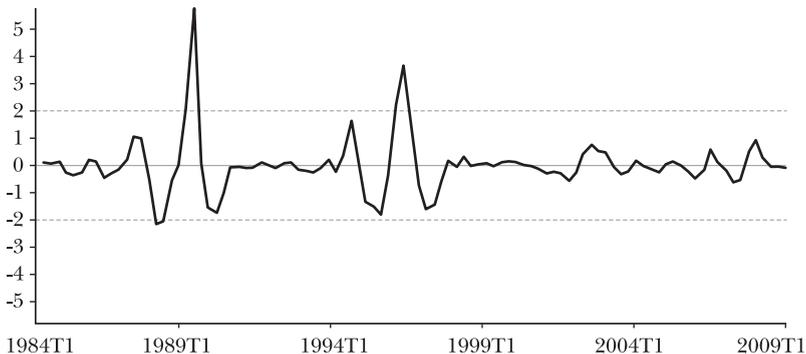
GRÁFICA XIII. INFLACIÓN Y SU TENDENCIA, 1984-2009



GRÁFICA XIV. CICLO DEL PRODUCTO, 1984-2009



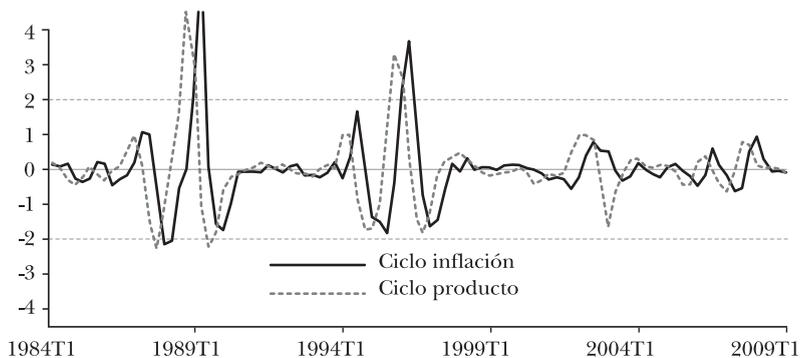
GRÁFICA XV. CICLO DE LA INFLACIÓN, 1984-2009



En la gráfica XVI se puede observar la alta correlación que existe entre el ciclo del producto y el ciclo de la inflación, además se evidencia que el ciclo del producto se adelanta al ciclo de la inflación, de tal forma que se puede predecir la

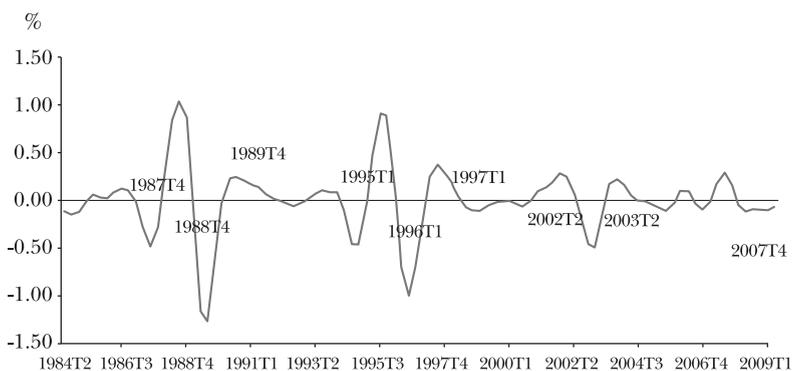
inflación futura a partir de los coeficientes de relación estimados entre ambas variables.

GRÁFICA XVI. CICLO DE LA INFLACIÓN Y CICLO DEL PRODUCTO, 1984-2009



Una de las ventajas de obtener los ciclos con esta metodología es que se puede estimar y predecir los puntos de quiebre o *turnings points* de la actividad económica. A partir de las definiciones dadas en las ecuaciones (6) y (10), se calcularon los cambios en el ciclo, así como los posibles puntos de quiebre (ver gráficas XVII y XVIII).

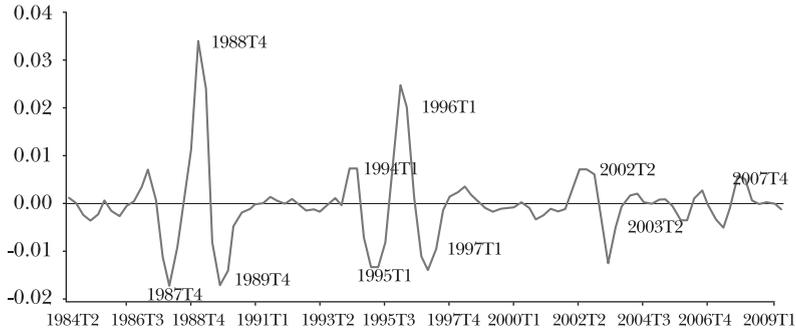
GRÁFICA XVII. CAMBIOS EN LA BRECHA DEL PIB, 1984-2009



En la gráfica XIX se comparan dos definiciones para determinar los *turnings points*; por un lado, se colocan los cálculos hechos con la definición (10), y otra donde se calculan los cambios en el ciclo a partir de $(\nabla \psi_t + \nabla \psi_{t+1}) / 2$. A pesar que los cambios en el ciclo calculados con el promedio tienden a

ser más volátiles, se evidencian las semejanzas en la estimación de los puntos de quiebre.

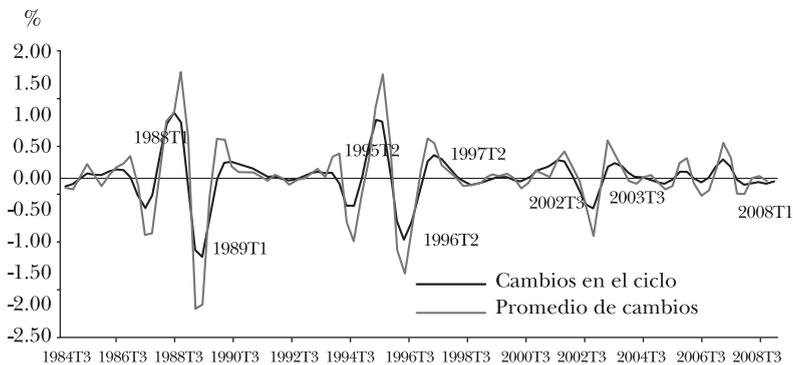
GRÁFICA XVIII. PUNTOS DE QUIEBRE, 1984-2009



CUADRO 2

<i>Fecha</i>	<i>Cambio de signo</i>		<i>Pico o valle</i>
1987T4	de negativo a positivo	(expansión)	valle
1988T4	de positivo a negativo	(recesión)	pico
1989T4	de negativo a positivo	(expansión)	valle
1995T1	de negativo a positivo	(recesión)	valle
1996T1	de positivo a negativo	(recesión)	pico
1997T1	de negativo a positivo	(expansión)	valle
2002T2	de positivo a negativo	(recesión)	pico
2003T2	de negativo a positivo	(expansión)	valle
2007T4	de positivo a negativo	(recesión)	pico

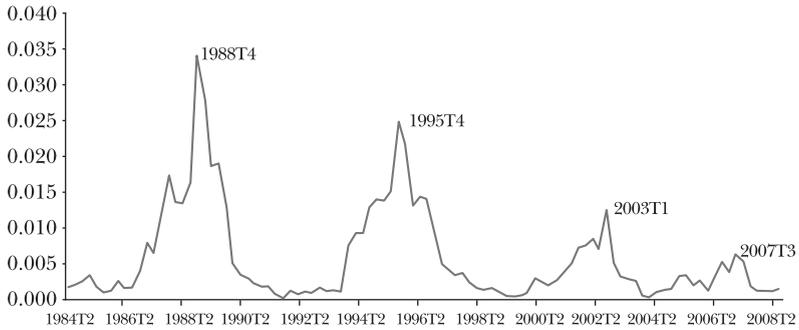
GRÁFICA XIX. CAMBIOS EN LA BRECHA DEL PIB, COMPARACIÓN, 1984-2008



En lo que respecta a la amplitud del ciclo, con esta metodología se estima que la misma disminuye a lo largo del periodo; durante todo el periodo de estimación se destacan cuatro

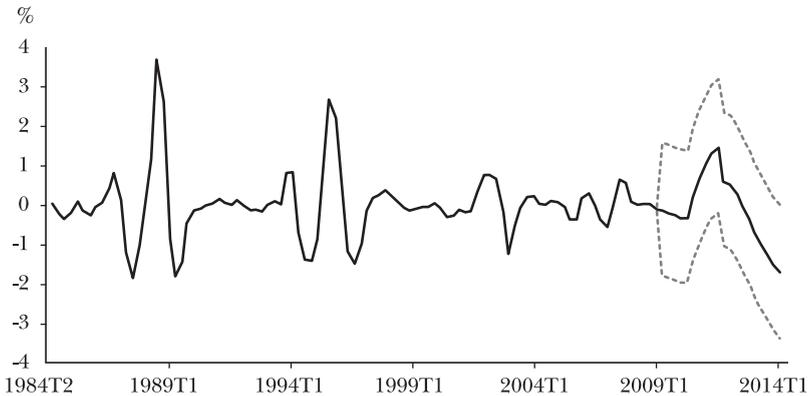
puntos de máxima amplitud: en el cuarto trimestre de 1988, cuarto trimestre de 1995, primer trimestre del 2003 y tercer trimestre del 2007.

GRÁFICA XX. AMPLITUD DEL CICLO, 1984-2008



En esta oportunidad, el ciclo calculado con la información previa para λ_c proyecta una caída hasta el segundo trimestre del 2010. Luego la economía comienza una expansión hasta el tercer trimestre del 2011, momento en el cual comienza una recesión hasta el último periodo considerado para la predicción (2014).

GRÁFICA XXI. PROYECCIONES DEL CICLO DEL PRODUCTO E INTERVALOS DE CONFIANZA, 1984-2014



4. Comparación de los modelos

En los cuadros que a continuación se presentan se han colocado unos estadísticos provenientes de la estimaciones

anteriores, considerando ciclos de orden 1 y orden 2 (n), el valor del parámetro asociada al parámetro de suavizamiento (ρ), la frecuencia del ciclo (λ_c), el periodo del ciclo ($2\pi / \lambda_c$). Adicionalmente, en los cuadros del bivariado, se han colocado los coeficientes de relación entre la inflación y los rezagos del ciclo del producto (c_1 y c_2).

En los cuadros 3 y 4 se han colocado los resultados univariantes, con prior bayesiana y sin prior bayesiana, respectivamente. En tanto, en los cuadros 5 y 6 se han colocado los resultados bivariantes, con prior bayesiana y sin prior bayesiana, respectivamente. Se observa como disminuye la volatilidad del ciclo cuando es utilizado el ciclo de orden dos, para todas las estimaciones, a la vez que se incrementa la volatilidad asociada el componente irregular, esto disminuye la incertidumbre a la hora de predecir el comportamiento del ciclo. Asimismo, observamos que ocurre una disminución del parámetro de suavizamiento ρ , cuando se utilizan priors bayesianas, para la frecuencia del ciclo.

CUADRO 3. UNIVARIADO (SIN PRIOR)

n	ρ	λ_c	$2\pi / \lambda_c$
1	0.835	0.297	21
2	0.912	0.302	21

CUADRO 4. UNIVARIADO (CON PRIOR BAYESIANA)

n	ρ	λ_c	$2\pi / \lambda_c$
1	0.866	0.447	14
2	0.727	0.281	22

Cabe destacar que para el caso de los modelos bivariados, el periodo del ciclo aumenta sustancialmente (de 8 y 9 a 21 y 20), así como los parámetros de la relación de la inflación con el ciclo del producto, cuando se pasa del no bayesiano al bayesiano.

CUADRO 5. BIVARIADO (SIN PRIOR)

n	ρ	λ_c	$2\pi / \lambda_c$	c_1	c_2
1	0.626	0.714	9	0.034	0.031
2	0.834	0.764	8	0.034	0.031

CUADRO 6. BIVARIADO (CON PRIOR BAYESIANA)

n	ρ	λ_c	$2\pi / \lambda_c$	c_1	c_2
1	0.800	0.299	21	0.051	0.048
2	0.795	0.322	20	0.051	0.048

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se presentó un modelo estructural para la descomposición de series macroeconómicas en sus componentes no observados mediante métodos basados en modelos. Se utiliza la metodología propuesta por Harvey *et al.* (2007) en la que se utiliza la representación en espacio de los estados para obtener los ciclos de segundo orden, y se incorporan técnicas bayesianas para utilizar información previa sobre la frecuencia del ciclo. Se utilizaron datos trimestrales para la economía venezolana del PIB y la inflación durante el periodo 1984-2009. Para ello se realiza un análisis comparativo de las propiedades de los componentes no observados de estas series según diferentes enfoques de estimación, y en particular, se detallan los efectos que sobre el perfil del ciclo (tales como duración, puntos de quiebre y amplitud) introduce la incorporación de priors bayesianas en el modelo.

La ventaja de emplear ciclos de segundo orden es que se obtienen ciclos más suaves y se envía más incertidumbre al componente irregular a diferencia del ciclo de primer orden, en los que parte de la volatilidad asociada a la incertidumbre se traslada al ciclo. Por otro lado, con el uso de las técnicas bayesianas se incorporan restricciones flexibles sobre los parámetros claves, tales como la frecuencia del ciclo, y se obtienen parámetros más adecuados cuando se maximiza la función de verosimilitud; asimismo, al colocar información previa acerca de los componentes que se extraen y sus predicciones, se reduce la incertidumbre en los parámetros (Harvey *et al.*, 2007).

Con un modelo univariado, con ciclo de orden dos, se muestra que el ciclo promedio de la actividad económica en Venezuela tiene una duración de 20 trimestres, y la correlación con la brecha de la inflación (filtrada de manera similar), alcanza 21%. Al realizar una estimación multivariada mediante la incorporación de la curva de Phillips dicha correlación

aumenta a 70%, mientras que la amplitud del ciclo se reduce a solo ocho trimestres.

La evidencia relativa a la duración del ciclo en Venezuela, proveniente tanto de metodologías clásicas de estimación como de la sincronización del ciclo con eventos electorales que impactan la toma de decisiones de política económica, sugiere la conveniencia de ajustar el parámetro que determina el periodo del ciclo de forma tal de que éste alcance 20 trimestres en promedio.

El análisis comparativo muestra que ambas estimaciones sugieren que la próxima cima tendrá lugar en el tercer trimestre del 2011. Dentro de las diferencias que introduce la estimación bayesiana en las proyecciones del ciclo, se obtuvo que mientras la estimación máximo verosímil sugiere que el próximo valle tendrá lugar en el segundo trimestre del 2009, la estimación bayesiana sitúa el valle en el segundo trimestre del 2010. Adicionalmente, la estimación bayesiana muestra una mejora en el error cuadrático medio de la predicción, al tiempo que incrementa la significancia de la relación entre la brecha rezagada del producto y la inflación.

Una mejora notable sobre otros enfoques *ad hoc* de descomposición de series temporales radica en la capacidad de esta metodología para predecir los *turning points* de la actividad económica. Futuros trabajos deberán profundizar sobre el papel de otras variables exógenas, y en particular del tipo de cambio, en la estimación del ciclo en Venezuela. Una especificación más completa del modelo estructural también permitiría explorar especificaciones alternativas de la curva de Phillips, tal como se propone en Harvey (2008).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anderson, B. D. O., y J. B. Moore (1979), *Optimal Filtering*, Prentice Hall, Englewood Cliffs (N. J.).
- Baxter, M., y R. King (1995), *Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series*, National Bureau of Economic Research (Working Paper, n^o 5022); publicado en *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n^o 4, 1999, pp. 575-93.

- De Jong, Piet (1988), "The Likelihood for the State-Space Model", *Biometrika*, vol. 75, pp. 165-69.
- De Jong, Piet (1989), "Smoothing and Interpolation with the State-Space Model", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 84, n° 408, pp. 1085-88.
- De Jong Piet, y Jeremy Penzer (1998), "Diagnosing Choques in Time Series", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 93, n° 442, pp. 796-806.
- Dennis, J. E., y R. B. Schnabel (1983), *Numerical Methods for Unconstrained Optimization and Nonlinear Equations*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs (N. J.).
- Hamilton James, D. (1994), "State-Space Models", en *Handbook of Econometrics*, vol. IV, cap. 50.
- Harvey, Andrew (1989), *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Harvey, A. (2002), *Trends, cycle and convergence*, Banco Central de Chile (Documentos de Trabajo, n° 155).
- Harvey, A. (2008), *Modeling the Phillips curve with unobserved components*, Faculty of Economics, University of Cambridge, Cambridge (Working Papers in Economics, n° 0805).
- Harvey, A., T. Trimbur y H. van Dijk (2004), *Bayes estimates of the cyclical component in twentieth century US gross domestic product*, Econometric Institute Report (EI 2004-45).
- Harvey, A., T. Trimbur y H. van Dijk (2007), "Trends and cycles in economic time series: a bayesian approach", *Journal of Econometrics*, vol. 140, pp. 618-49.
- Harvey, A., y T. Jagger (1993), "Detrending, stylized facts and the business cycle", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, pp. 231-47.
- Harvey, A. C., y R. G. Pierse (1984), "Estimating Missing Observations in Economics Time Series", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 79, marzo, pp. 125-31.
- Hodrick, R. J., y E. C. Prescott (1980), *Post-war US business cycles: An empirical investigation*, Carnegie Mellon University (Discussion Paper, n° 451); reimpresso y actualizado en *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, 1997, pp. 1-16.
- Jones, Richard H. (1980), "Maximun Likelihood Fitting of ARMA Models to Time Series With Missing Observations", *Technometrics*, vol 22, n° 3, pp. 389-95.

- Kalman, R. E. (1960), "A New Approach to linear Filtering and Prediction Problems", *Journal of Basic Engineering*, Transactions of the ASME, Series D, vol. 82, pp. 35-45.
- Kalman, R. E. (1963), "New Methods in Wiener Filtering Theory", en J. L. Bogdanoff y F. Kozin (eds.), *Proceedings of the First Symposium of Engineering Applications of Random Function Theory and Probability*, John Wiley & Sons, Inc., Nueva York, pp. 270-388.
- Klejin, R., y H. van Dijk (2002), *Bayes Model Averaging of Cyclical Decompositions in Economic Time Series*, Econometric Institute Report (EI 2003-48).
- Kohn, R., y Craig F. Ansley (1986), "Estimation, Prediction, and Interpolation for ARIMA Models with Missing Data", *Journal of the American Statistical Association*, vol 81, n^o 395, pp. 751-61.
- Kohn, R., y Craig F. Ansley (1987), Signal Extraction for Finite Nonstationary Time Series, *Biometrika*, Vol 74, 2, 411-421.
- Koopman, S. y Shepard Neil (1987), "Exact score for time series models in state space", *Biometrika*, vol 79, n^o 4, pp. 823-26.
- Manzano, Osmel, y Roberto Rigobon (2001), *Resource Curse or Debt Overhand?*, NBER (Working Paper, n^o 8390).
- Masanao, Aoki (1976), *Optimal Control and System Theory in Dynamic Economics Analysis*, North-Holland, Nueva York.
- Murray, C. J. (2003), "Cyclical Properties of Baxter-King Filtered Time Series", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, pp. 472-76.
- Penzer, J. R., y B. L. Shea (1999), "Finite Sample Prediction and Interpolation for ARIMA Models with Missing Data", *Journal of Forecasting*, vol. 18, pp. 411-19
- Saez, Francisco (2004), *Patrones cíclicos de la economía venezolana*, Banco Central de Venezuela (Serie Documentos de Trabajo. n^o 60).
- Zellner, A. (1971), *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*, Wiley, Nueva York.
- Zellner, A., C. Hong y G. Gulati (1990), "Turning Points in Economic Time Series, Loss Structures and Bayesian Forecasting", en S. Geisser, J. Hodges, J. Press y A. Zellner (eds.), *Bayesian and Likelihood Methods in Statistics and Econometrics: Essays in Honor of George A. Barnard*, North-Holland, Amsterdam, pp. 371-93.

Ignacio Lozano
Enrique Cabrera

Una nota sobre la sostenibilidad fiscal y el nexo entre los ingresos y gastos del Gobierno colombiano

I. INTRODUCCIÓN

En este trabajo se analiza empíricamente la sostenibilidad fiscal en Colombia, a partir de la relación de cointegración entre los ingresos tributarios y los gastos del gobierno nacional central. En particular, con información trimestral de los ingresos y gastos primarios para el periodo de 1990 al 2008 (datos reales y ajustados por el ciclo económico), el documento explora fundamentalmente tres aspectos: *i*) la existencia de una condición de sostenibilidad fuerte o débil de largo plazo en las cuentas fiscales del país; *ii*) el tipo de interdependencia que ha existido entre los ingresos y los gastos del gobierno; y *iii*) ciertas asimetrías que se podrían presentar en los procesos de ajuste y desajuste fiscal, que se registran de forma usual en las fases de reactivación y desaceleración económica, respectivamente.

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de I. Lozano y E. Cabrera, investigador de la Unidad de Investigaciones Económicas del Banco de la República, y estudiante de economía de la Pontificia Universidad Javeriana, en pasantía en el Banco de la República, respectivamente. Correos: {luiscabrera@gmail.com} e {ilozanes@banrep.gov.co}.

El análisis de la sostenibilidad fiscal puede resultar oportuno en la actual coyuntura, en la medida que algunos gobiernos de la región y la mayor parte de las economías industrializadas, han venido implementando políticas fiscales contracíclicas para compensar los efectos de la crisis financiera internacional, con consideraciones relativamente marginales en cuanto a la solvencia futura de sus finanzas públicas. Si bien la caída de la actividad económica propiciada por la crisis parece haber tocado fondo a nivel global y ahora la discusión gira en torno al tiempo que tomará la recuperación, surgen por lo menos tres temas en la agenda macroeconómica.

El primero tiene que ver con la consolidación del sistema financiero y los ajustes al esquema regulatorio que debe darse dentro de un marco macroprudencial, para asegurar que no se repitan los hechos recientes. Por supuesto, este tema es especialmente importante en aquellos países donde colapsaron varias entidades del sector. El segundo tema concierne a la estabilidad de los precios, pues el repunte que han venido registrando los precios de los productos básicos durante los últimos meses puede traducirse en presiones inflacionarias en el futuro. En este sentido, la prioridad de la política monetaria debe ser el control de la inflación en el mediano plazo, para afianzar la credibilidad de la política y lograr el efecto deseado sobre la demanda agregada. Sin embargo, el tema de mayor preocupación para la mayor parte de los países tiene que ver con el restablecimiento del equilibrio fiscal que fue socavado por la crisis, debido a que los gobiernos tuvieron que hacer activismo fiscal para contener el pánico e impulsar la demanda. Se espera que los países mejoren su situación fiscal con la recuperación de la actividad económica. No obstante, por el tamaño del desajuste, no se descarta la adopción de medidas complementarias que garanticen la sostenibilidad de la deuda pública.

En el caso colombiano, el gobierno central se ha enfrentado en los últimos tiempos con un reducido espacio fiscal, que en la actual coyuntura le ha dificultado reaccionar con políticas contracíclicas, bien sea a través de expansiones significativas del gasto o de recortes en los impuestos. Como se argumentó en Lozano (2009), la postura fiscal que mejor describe la posición del gobierno frente a la crisis reciente es la de neutralidad (acíclica), lo cual significa simplemente que

esperan a que se recupere la actividad económica y que operen los estabilizadores automáticos, para retornar a la situación fiscal alcanzada en el periodo previo a la crisis. Sin embargo, el gobierno ha venido anunciado a través de diversos medios que mantiene una *postura moderadamente contracíclica* para compensar los efectos de la crisis global, eso sí con importantes implicaciones sobre su nivel de endeudamiento. La incertidumbre sobre el tiempo que tomará la recuperación junto a otros hechos fiscales que sobrevienen en el país, como la caída en las rentas petroleras, la culminación del impuesto al patrimonio y, especialmente, los nuevos compromisos de gasto que ha venido asumiendo la nación en los programas de seguridad, infraestructura y de asistencia social, hacen previsible que se presenten dificultades en las cuentas del gobierno en los próximos años. En este contexto, el tema de sostenibilidad de sus finanzas resulta relevante.

El estudio sobre sostenibilidad fiscal que se desarrolla en este trabajo utiliza modelos de series de tiempo, lo cual constituye una alternativa valiosa respecto a los análisis tradicionales, que por lo general se basan en reglas de política o bien en la aplicación contable de la restricción presupuestal del gobierno. A nivel internacional, es amplia la lista de trabajos que analizan la sostenibilidad de las finanzas del gobierno con modelos de series de tiempo, aplicados tanto para países industrializados como emergentes. En el primer caso, entre otros se destacan los trabajos de Cunado, Gil-Alana y Gracia (2004) y Martin (2000) para los Estados Unidos y, en el segundo, llaman la atención los trabajos de Payne, Mohammadi y Cak (2008); Kuştepeli y Önel (2005) y el de Gunaydin (2003), para Turquía. En el caso colombiano, el trabajo de Avella (2007) contiene un ejercicio de cointegración para evaluar la sostenibilidad de las finanzas del gobierno a lo largo del siglo XX (entre 1925 y 2000). Nuestro trabajo se diferencia del de Avella (2007), en la medida que se usa información trimestral para un periodo más reciente, en principio bajo un único régimen fiscal que emerge de la Constitución de 1991, y además porque usa una mayor variedad de modelos para resolver otras inquietudes. Otros trabajos sobre sostenibilidad fiscal en Colombia, como los de Lozano (2009); Lozano y Toro (2007); Lozano, Ramírez y Guarín (2007); Clavijo (2002) y Posada y Arango (2000), han usado técnicas empíricas diferentes.

El trabajo contempla cuatro secciones adicionales a esta introducción. En la sección II se revisa el concepto de sostenibilidad fiscal de largo plazo y el nexo entre los ingresos y los gastos del gobierno. En la sección III se describen los datos y se analizan las propiedades de estacionariedad y cointegración de las variables utilizadas en el estudio. En la sección IV se presentan los resultados en el siguiente orden. Primero se muestran las pruebas de sostenibilidad fuerte versus las de sostenibilidad débil, para lo cuál se someten a varias pruebas los parámetros obtenidos mediante un modelo de mínimos cuadrados ordinarios dinámico (DOLS). Luego se valora el nexo entre los ingresos y los gastos primarios del gobierno, a través de un modelo vectorial de corrección de errores (VEC). Finalmente, se valoran las posibles asimetrías que se registran en los procesos de ajuste en las finanzas del gobierno, mediante dos modelos de umbrales (TAR y MTAR). En la sección V se presentan las conclusiones y exploran algunas lecciones de política que podrían ser útiles para los próximos años.

II. EL CONCEPTO DE SOSTENIBILIDAD Y EL NEXO ENTRE LOS INGRESOS Y LOS GASTOS DEL GOBIERNO

Los libros de texto señalan que las finanzas públicas de un país son sostenibles, en la medida que el gobierno sea consecuente en términos intertemporales con su restricción presupuestaria. Esto implica que la política fiscal debe estar orientada en el largo plazo a la generación de ahorros (superávit primarios) que garanticen honrar la deuda pública. La definición de la restricción presupuestaria establece que la variación de la deuda del gobierno entre dos periodos ($B_t - B_{t-1}$) debe ser igual al pago de sus intereses (itB_t) menos el superávit primario S_t (esto es, $B_t - B_{t-1} = i_t B_{t-1} - S_t$). El superávit primario está dado por la diferencia entre los ingresos T_t y los gastos G_t , del gobierno ($S_t = T_t - G_t$), sin incluir los intereses de la deuda, y en estas definiciones las variables se expresan en moneda local.

Si se asume que el gobierno emite la deuda a largo plazo (j años) y paga una tasa de interés constante ($i_t = i$), la restricción presupuestaria del gobierno, en términos del producto $P_t Y_t$, se transforma en:

$$(1) \quad b_t = \delta^{-j} E_t b_{t+j} + E_t \sum_{i=1}^j \delta^{-i} (t_{t+i} - g_{t+i}),$$

donde $\delta = (1+r)/(1+g)$ es la tasa de descuento; $r = [(1+i)/(1+\pi)] - 1$ es la tasa real de interés; $\pi = [(P_t)/(P_{t-1})] - 1$ es la inflación y $g = [(Y_t)/(Y_{t-1})] - 1$ es el crecimiento del producto. Además, b_t es el coeficiente de deuda a PIB y t_t y g_t son los ingresos y gastos primarios en términos del producto, respectivamente. De acuerdo con la ecuación (1), la deuda en el periodo $t+j$ es una función de la deuda del periodo inicial t , así como del superávit primario que se obtenga entre estos dos periodos. Por su parte el operador de las expectativas E_t , está condicionado por la información que se tenga en t sobre la senda futura de ahorros del gobierno y de los demás fundamentos de la economía que determinan la tasa de descuento.

En estricto sentido, la solvencia fiscal del gobierno requiere que la deuda corriente sea financiada con los superávit futuros, lo cual implica que en el límite, el primer término del lado derecho de (1) sea cero ($\lim_{j \rightarrow \infty} \delta^{-j} E_t b_{t+j} = 0$). Esta que es la condición de transversalidad, también conocida como la condición del esquema no-Ponzi, lleva a que el gobierno no financie el servicio de la deuda con nueva deuda (no se incurra en *rollover*), con lo cual el valor de la deuda debe converger a cero en un horizonte lejano (Meijdam y Verbon, 1996). Cuando se incorpora la condición de transversalidad, la restricción se transforma en:

$$(2) \quad b_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \delta^{-i} (t_{t+i} - g_{t+i}).$$

La expresión (2) establece literalmente que, con un horizonte infinito, el valor de la deuda en el periodo corriente debe ser igual al valor descontado de los superávit primarios esperados. Si en el límite se satisface dicha igualdad, no habrá dificultades para servir la deuda, por lo que la postura fiscal implícita en $(t_{t+i} - g_{t+i})$ es sostenible. En caso contrario, se espera que el gobierno ajuste sus finanzas de manera que aumente la senda futura de ahorros. Una regla más pragmática para validar este resultado señala que el gobierno será fiscalmente solvente, en la medida en que el acervo de la deuda no crezca a un ritmo superior a la tasa de descuento, que está determinada

por la diferencia entre la tasa de interés real y la tasa de crecimiento de la economía.¹

Ahora bien. Desde el punto de vista del comportamiento de las variables es razonable asumir que la tasa de descuento (δ) sigue un proceso estacionario, con lo cual se puede derivar una relación de cointegración de largo plazo entre los ingresos y los gastos primarios del gobierno (Hakkio y Rush 1991). Por consiguiente:

$$(3) \quad t_t = \alpha + \beta g_t + \varepsilon_t,$$

donde el término de error ε_t es aleatorio y estacionario, y α y β son los parámetros de la cointegración. Si esto es así, la sostenibilidad del equilibrio presupuestal impone como requisito la existencia de una relación de cointegración entre t_t y g_t .

De acuerdo con la literatura de los últimos años, se pueden establecer dos versiones sobre la condición de sostenibilidad (Payne *et al.*, 2008; Cunado *et al.*, 2004; Martin (2000); Quintos, 1995). La primera corresponde a una condición de *sostenibilidad fuerte* que surge cuando t_t y g_t están cointegrados y arrojan un $\beta = 1$. La segunda versión corresponde a una condición de *sostenibilidad débil* y tiene lugar cuando estas dos variables están cointegradas y generan un β entre cero y uno, $0 < \beta < 1$. Esta segunda versión resulta de particular interés para los países emergentes que transan su deuda en los mercados internacionales de capital, ya que cuanto más lejos se encuentre β de la unidad, mayor será el desfase entre los ingresos y los gastos y mayores dificultades podrían tener estos gobiernos para revender su deuda en el largo plazo. En la práctica, esta situación podría exponer a una economía al riesgo de incumplimiento.

Desde el punto de vista empírico, la prueba de cointegración entre ingresos y gastos del gobierno debe permitir que los vectores de cointegración cambien a través del tiempo, por ejemplo, por presencia de quiebres estructurales. Este punto es relevante, ya que varios estudios han concluido que la potencia estadística de la prueba tradicional de Dickey-Fuller aumentada (ADF) decrece en presencia de dichos quiebres. Para afrontar este problema, la prueba desarrollada por Gregory y Hansen (1996) permite el cambio, por una sola

¹ En la medida que $\delta = [(1+r)/(1+g)] \approx 1+r-g$.

vez, en los parámetros de cointegración mediante el uso de una variable dumi. Si se permite un cambio en el intercepto, el nuevo modelo estará dado por:

$$(4) \quad t_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \beta g_t + \varepsilon_t,$$

donde la variable dumi $D_t = 0$, para los t (periodos) $\leq \theta$ y $D_t = 1$, para los $t > \theta$; donde el parámetro desconocido θ denota el periodo del cambio estructural y se estima endógenamente.²

Finalmente, una crítica usual sobre el uso de la ecuación (2) para evaluar la sostenibilidad fiscal es que el superávit primario ($s_{t+i} = t_{t+i} - g_{t+i}$) suele tener influencia del ciclo económico, de manera que se deteriora durante la recesión, especialmente por la reducción de los ingresos tributarios, mientras que mejora durante el auge. En este sentido, se recomienda utilizar el saldo primario cíclicamente ajustado, el cual en realidad captura la postura de la política fiscal discrecional. Así las cosas, el superávit primario de (2) estará dado por la suma de dos componentes: un componente cíclico (S_t^c) y un componente estructural, o cíclicamente ajustado (S_t^{ca}), los dos como porcentaje del PIB potencial ($S_t = S_t^c + S_t^{ca}$). Al tener en cuenta estas consideraciones, la ecuación (4) podría ser estimada de manera alternativa con los ingresos y los gastos primarios ajustados por el ciclo, como:

$$(5) \quad t_t^{ca} = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \beta g_t^{ca} + \varepsilon_t.$$

De la ecuación (2) se infiere que el nexo entre los ingresos y los gastos primarios del gobierno está asociado con las sostenibilidad de la deuda. Sin embargo, la relación empírica entre estas variables va más allá del mero aspecto de la sostenibilidad de las finanzas gubernamentales, en la medida que refleja aspectos institucionales de las políticas públicas y, en particular, está vinculada con el proceso presupuestal y con las reglas que se acojan.

La literatura ha postulado cuatro hipótesis para explicar el posible nexo entre los ingresos y los gastos de gobierno. Por una parte está la *hipótesis de separación institucional*, tras la cual las decisiones sobre los ingresos no tienen ningún vínculo con las decisiones sobre los gastos, de manera que cada uno

² Ver detalles en la sección III.

enfrenta su propio proceso de decisión, porque así lo establece el ordenamiento institucional. Desde el punto de vista empírico, según esta hipótesis se espera que las dos variables no guarden ningún tipo de relación de causalidad (Wildavsky, 1988; Hoover y Sheffrin, 1992; Baghestani y McNown, 1994).

El segundo postulado está dado por la *hipótesis de sincronización fiscal*, según la cual un gobierno decide simultáneamente los programas de gasto a ejecutar junto con los ingresos que le permitirán financiarlos. (Musgrave, 1966; Meltzer y Richard, 1981). La fuente primordial de financiación del gasto son los impuestos y, en circunstancias excepcionales, se financian con deuda. Los países que han adoptado reglas fiscales cuantitativas, en las que se prevén los ingresos potenciales que recibirá el gobierno y, de manera simultánea, el cupo de gasto que se puede ejecutar, pueden caer en esta categoría (Lozano *et al.*, 2008).

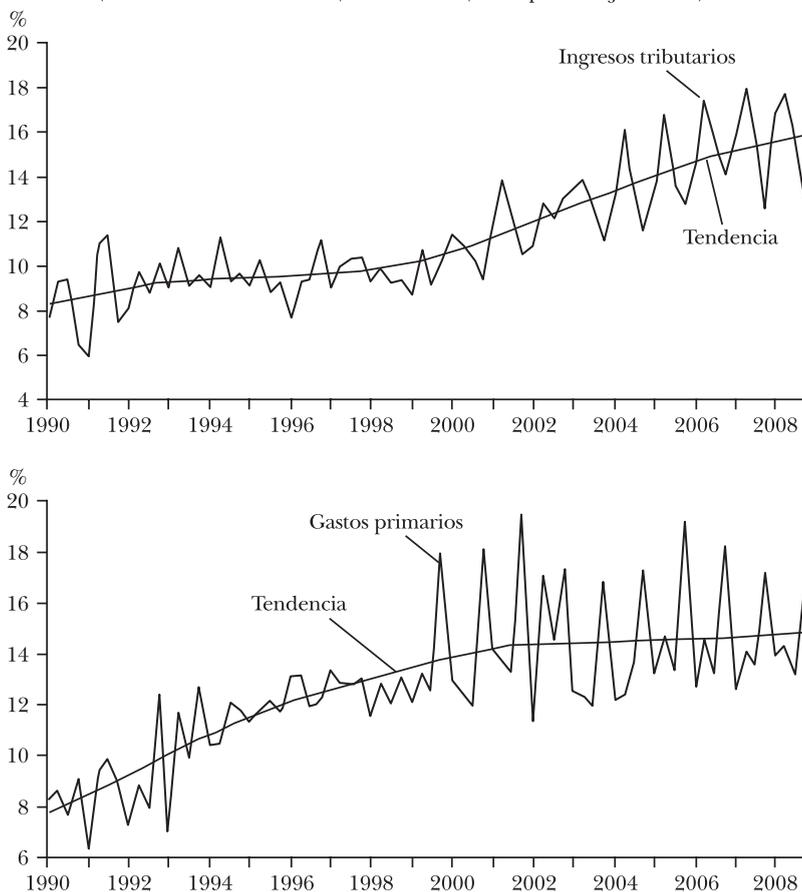
En tercer lugar, la *hipótesis de ingresos a gastos* planteada principalmente por Buchanan y Wagner (1978) y Friedman (1978), señala que los cambios en los ingresos del gobierno conducen a cambios en sus gastos. De acuerdo con este postulado las decisiones de ingresos se toman primero y luego la de los gastos, por lo que éstos últimos terminan siendo endógenos. Por su parte, la *hipótesis de gastos a ingresos*, justamente afirma lo contrario. Primero se toman las decisiones de gasto y éstas generan cambios en los ingresos, de manera que estos últimos se van ajustando con respecto a los primeros.

Los gastos corrientes que son financiados con deuda, podrían conducir a un incremento en la carga tributaria futura, tal como lo prescribe el principio de la equivalencia ricardiana (Barro, 1979). Por otra parte, los gastos que regularmente se presentan como temporales para afrontar situaciones de crisis, podrían terminar aumentando la carga tributaria de manera permanente (Peacock y Wiseman, 1979). Estos dos casos podrían ser coherentes con la cuarta hipótesis. Desde el punto de vista empírico, la tercera y cuarta hipótesis deben ser validadas por alguna prueba de causalidad unidireccional de largo plazo. Los modelos vectoriales de corrección de errores (VEC) son los recomendados para valorar este tipo de hipótesis.

III. LOS DATOS

Los datos que se usan en este trabajo corresponden con los ingresos tributarios, t_t , y los gastos primarios, g_t , del gobierno nacional central de Colombia, con frecuencia trimestral para el periodo 1990T01 a 2008T04 (gráfica I). También se usan estas series ajustadas por el ciclo, denotadas por t_t^{ca} y g_t^{ca} . Las variables observadas se expresan como porcentaje del PIB corriente, en tanto las variables cíclicamente ajustadas se expresan como porcentaje del PIB potencial. La técnica que se escoge para estimar el saldo cíclicamente ajustado corresponde a la metodología

GRÁFICA I. INGRESOS TRIBUTARIOS Y GASTO PRIMARIO DEL GOBIERNO NACIONAL (DATOS TRIMESTRALES), 1990–2008 (como porcentaje del PIB)



FUENTE: Cálculos de los autores con información del Banco de la República.

de la OECD, la cual tiene amplio consenso y ha sido usada en numerosos estudios.³ A primera vista, las series observadas de ingresos y gastos presentan tres características, a saber: una tendencia creciente con diferencia en sus pendientes, una notable brecha en su nivel (déficit) entre 1994 y 2002 y, al final, una mayor volatilidad en los últimos años, especialmente en el gasto. De una lectura cuidadosa de los datos, también se advierte cierto patrón trimestral que se repite cada año y que consiste en altos ingresos en los dos primeros trimestres, asociado con el régimen de recaudos (concentrados en el primer semestre), y alta ejecución de los gastos en los dos últimos trimestres, que usualmente se rezagan para el fin de año.⁴

En la gráfica II se muestra un deterioro progresivo del saldo primario, en la segunda parte de los noventa, atribuido tanto a la recesión económica de fines de siglo como al desequilibrio estructural en las cuentas del gobierno.⁵ El desequilibrio fiscal junto a una coyuntura macroeconómica adversa para las finanzas públicas, acarreó un incremento sin precedentes en el nivel de endeudamiento. Con la reactivación de comienzos de la década y una serie de reformas *de segunda generación* en la tributación y en algunos programas de gasto (transferencias territoriales –Ley 715 de 2001–, pensiones –Ley 797 de 2003–, y varias reformas al Estado, etc.), el desequilibrio primario se fue ajustando poco a poco hasta registrar ligeros superávits en 2007 y 2008. Por supuesto, la expansión que registró la economía entre 2003 y 2007 y la coyuntura macroeconómica asociada al ciclo, favorecieron en esta ocasión la reducción de la deuda, como se puede apreciar en la gráfica II.

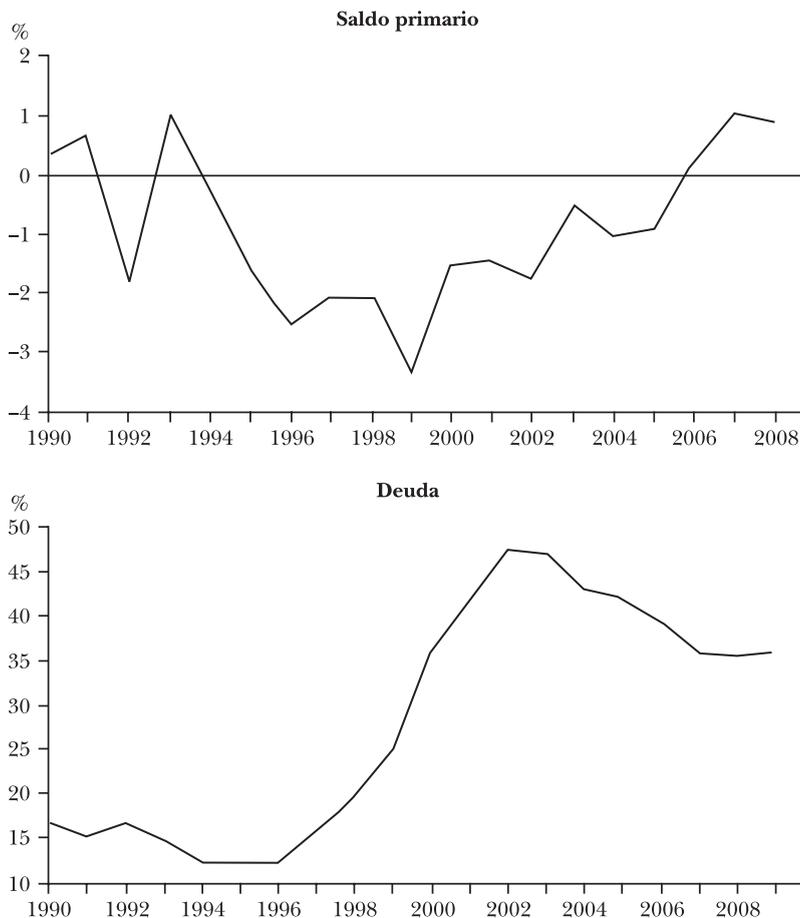
1. Estacionariedad y cointegración

Haciendo uso de las pruebas Dickey-Fuller aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmit-Shin (KPSS), inicialmente se define el orden de integración entre los ingresos y los gastos del gobierno. Las hipótesis nula

³ Los detalles sobre la aplicación de la metodología para Colombia se encuentran en Lozano y Toro (2007).

⁴ Ver Lozano *et al.* (2008).

⁵ En Lozano *et al.* (2004), se encuentran detalles del desequilibrio estructural del Gobierno colombiano.

GRÁFICA II. SALDO PRIMARIO Y DEUDA DEL GOBIERNO NACIONAL (DATOS ANUALES), 1990-2008 (como porcentaje del PIB)

FUENTE: Cálculos de los autores con información del Banco de la República.

y alternativa en las pruebas ADF y PP son comunes, pero a la vez opuestas a las definidas en la prueba de KPSS. En los dos primeros casos, la hipótesis nula señala que las series tienen raíz unitaria al tiempo que la hipótesis alternativa indica que las series no tienen raíz unitaria, es decir, que son estacionarias. Los resultados, que se muestran en el cuadro 1, revelan que los datos, tanto observados como cíclicamente ajustados, tienen un orden de integración $I(1)$ y que es robusto con las tres pruebas empleadas.

El número de vectores de cointegración entre t_i y g_i es

evaluado con la técnica estándar de Johansen y Juselius (1990) y con la prueba de Engle y Granger (1987). La primera técnica provee dos pruebas (λ_{max} y λ_{traza}) que se realizan de forma secuencial, se parte de la hipótesis de no cointegración y se aumenta progresivamente el número de vectores cointegrados. La hipótesis nula (H_0) del λ_{max} señala que el número de vectores cointegrados es r , frente a la hipótesis alternativa (H_1) de $r+1$ vectores, al tiempo que λ_{traza} tiene la misma H_0 , pero su H_1 más general (k relaciones de cointegración).⁶

CUADRO 1. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Prueba	Datos observados				Datos cíclicamente ajustados			
	t_t	Δt_t	g_t	Δg_t	t_t^{ca}	Δt_t^{ca}	g_t^{ca}	Δg_t^{ca}
ADF ^a	2.398	-6.076 ^d	1.403	-16.100 ^d	2.090	-13.480 ^d	2.053	-17.701 ^d
PP ^b	0.222	-15.525 ^d	0.193	-38.534 ^d	0.161	-15.115 ^d	0.398	-33.425 ^d
KPSS ^c	1.068 ^d	0.139	1.014 ^d	0.079	1.077 ^d	0.133	1.131 ^d	0.083

NOTAS: Se informan los estadísticos para cada prueba. Los valores críticos para las pruebas ADF y PP se obtuvieron de McKinnon (1996). Los valores críticos para la prueba KPSS se obtuvo de KPSS (1992).

^a Sin constante en la ecuación de prueba. Rezagos auxiliares seleccionados por el criterio de Schwarz. ^b La estimación espectral se realizó usando el kernel de Barlett con un ancho de banda seleccionado con la metodología de Newey-West. No se incluyó constante en la ecuación de prueba. ^c La estimación espectral se realizó por medio del kernel de Barlett con un ancho de banda seleccionado con la metodología de Newey-West. ^d Nivel de significancia a 1%.

La técnica de Engle y Granger estima la relación de cointegración a partir de una prueba de raíz unitaria sobre los residuos estimados con MCO. Si los residuos resultan ser estacionarios, se concluye la existencia de una relación de cointegración, mientras que si resultan no estacionarios se concluye lo contrario. Los resultados que se obtienen de estas pruebas están disponibles en el cuadro 2. Con ninguna de las dos metodologías se ofrece evidencia significativa para afirmar que existe alguna relación de cointegración entre los ingresos y los gastos primarios del gobierno, lo cual en principio parece sorprendente. No obstante, este hallazgo podría estar asociado con alguna(s) acción(es) de naturaleza exógena (discrecional) del gobierno que pudieron afectar estructuralmente el comportamiento de estas variables, tales

⁶ Es decir que para λ_{traza} , $H_0: r = q$ donde $q = 1, 2, \dots, k-1$ y $H_1: r = k$.

como reformas tributarias, cambios en los programas de gasto o ambas.

CUADRO 2. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN

Metodología de Johansen-Juselius ^a						
Prueba	Series observadas			Series cíclicamente ajustadas		
	H_0	H_1	Valor p	H_0	H_1	Valor p
λ_{max}	$r = 0$	$r = 1$	0.772	$r = 0$	$r = 1$	0.015
	$r \leq 1$	$r = 2$	0.464	$r \leq 1$	$r = 2$	0.311
λ_{trace}	$r = 0$	$r \geq 1$	0.777	$r = 0$	$r \geq 1$	0.018
	$r \leq 1$	$r \geq 1$	0.464	$r \leq 1$	$r \geq 1$	0.311

Metodología de Engle-Granger ^b		
	Datos observados	Datos cíclicamente ajustados
	$t_t = \beta_0 + \beta_1 g_t + \varepsilon_t$	$t = \beta_0^{ca} + \beta_1^{ca} g_t + \varepsilon_t^{ca}$
ADF	0.128	-0.589
Valor p	0.966	0.459

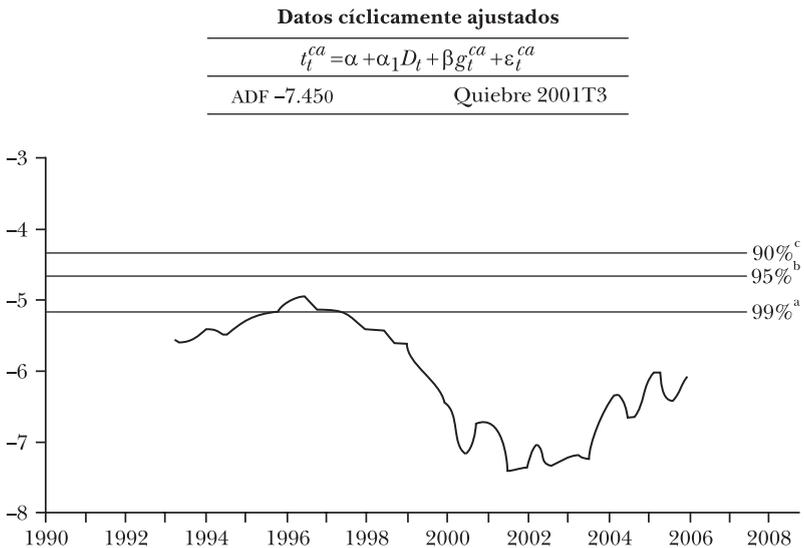
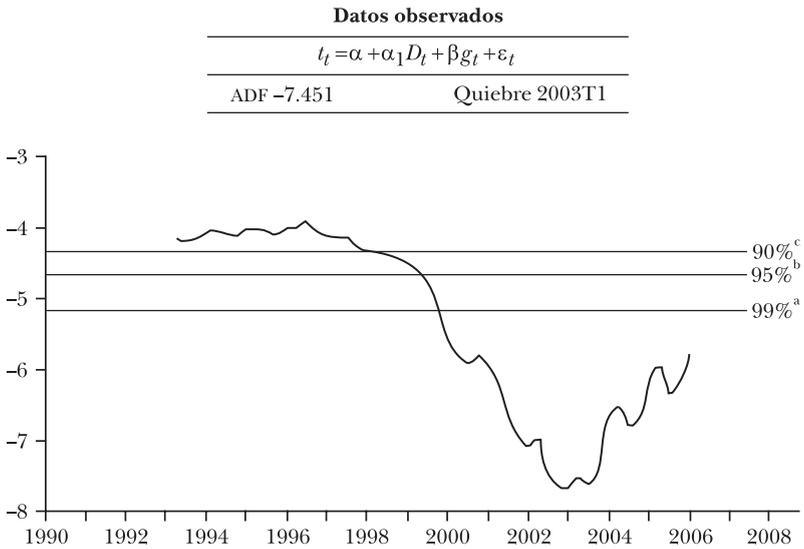
^a Los rezagos del modelo de Johansen (1, 2, y 3) se seleccionaron utilizando el criterio de Schwarz. Los valores p para las pruebas se basan en MacKinnon-Haug-Michelis (1999). ^b Se incluye el estadístico ADF de los residuos del modelo correspondiente. El valor p se basa en MacKinnon (1996). La ecuación de prueba tiene constante, y sus rezagos auxiliares se escogieron de acuerdo con el criterio de Schwarz.

2. Cointegración y quiebre estructural

La existencia de cointegración entre t_t y g_t , en presencia de posibles quiebres estructurales, se evalúa a través de la técnica propuesta por Gregory y Hansen (1996), la cual amplía la prueba propuesta inicialmente por Engle y Granger (1987). Una característica importante de la nueva técnica es que el quiebre estructural es seleccionado de forma endógena. En particular, el procedimiento estima la relación de cointegración mediante MCO, de forma tal que rescata las series de los residuos de manera repetida y utiliza cada periodo de tiempo como posible punto de quiebre. Para cada serie rescatada se calcula el estadístico ADF y se selecciona aquella serie cuyo quiebre registre el valor mínimo de dicho estadístico. Así las cosas, el valor mínimo del estadístico ADF permite rechazar la hipótesis nula de no existencia de cointegración, con un mayor nivel de significancia.

Las series de los residuos seleccionados y el valor mínimo

GRÁFICA III. COINTEGRACIÓN CON QUIEBRE ESTRUCTURAL (PRUEBAS DE GREGORY-HANSEN), 1990-2008



NOTAS: Las gráficas muestran las series de los residuos y el estadístico ADF del mejor modelo, a niveles de significancia de 1%, 5% y 10%. Se incluye el mínimo valor del estadístico ADF junto con la fecha asociada.

Los valores críticos para el estadístico ADF se obtuvieron de Gregory-Hansen (1996) ^a(1%) -5.13, ^b(5%) -4.61, y ^c(10%) -4.34.

del estadístico se muestran en la gráfica III. Puede notarse que, para las series observadas, el valor mínimo del estadístico ADF (-7.451) se obtuvo en 2003T01, mientras con las series cíclicamente ajustadas el valor mínimo (-7.450) se obtuvo en 2001T3. Con cualquiera de estos resultados es posible afirmar, a un nivel de significancia superior a 1%, que existe una relación de cointegración entre t_i y g_i (y entre t_i^{ca} y g_i^{ca}) y que las series registran un cambio estructural a comienzos de la década, lo cual resulta sensato dado que es justamente a partir de entonces cuando empiezan a ser efectivas algunas de las reformas llamadas de *segunda generación*, que fueron implementadas para ajustar las finanzas del gobierno nacional (un resumen detallado de esas reformas se encuentra en Lozano y Rodríguez, 2009).

La identificación del quiebre estructural en 2003T1 para los datos observados, nos permite dividir el periodo en dos submuestras, para realizar en cada una la prueba de cointegración de Johansen-Juselius. De acuerdo con los resultados del Anexo 1, existe por lo menos una relación de cointegración entre t_i y g_i , tanto para la primera submuestra (1990T1 a 2002T4), como para la segunda (2003T1 a 2008T4). Cuando se aplica el mismo punto de quiebre a los datos cíclicamente ajustados y se aplica la misma prueba de cointegración, las conclusiones se mantienen. Con estos resultados se da robustez al hallazgo principal de esta sección que confirma una relación (de cointegración) de largo plazo entre los ingresos y los gastos del gobierno nacional, lo cual a su vez nos permite entrar a valorar las hipótesis de sostenibilidad fiscal de largo plazo.

IV. RESULTADOS

1. Las pruebas de sostenibilidad fiscal

El análisis de la sostenibilidad fiscal con modelos de series de tiempo (datos históricos), comienza con la estimación de las ecuaciones (4) y (5) a través de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (MCO). Con esta técnica se calcula la pendiente de la relación de cointegración (β) con control por las dinámicas de corto plazo de la variable explicativa (g_i), mediante

CUADRO 3. PRUEBAS DE SOSTENIBILIDAD

Relación de cointegración a través de MCO (Stock y Watson)^a

Datos observados			Datos cíclicamente ajustados		
$t_t = \alpha + \alpha_1 D_t + \beta g_t + \sum_{-q}^q \gamma_q \Delta g_{t-q} + \varepsilon_t$			$t_t^{ca} = \alpha + \alpha_1 D_t + \beta g_t^{ca} + \sum_{-q}^q \gamma_q \Delta g_{t-q}^{ca} + \varepsilon_t^{ca}$		
α	α_1	β	α	α_1	β
0.043 (0.012) ^b	0.033 (0.004) ^b	0.484 (0.096) ^b	0.042 (0.012) ^b	0.033 (0.005) ^b	0.484 (0.096) ^b

Pruebas de sostenibilidad de Quintos^c

Datos observados				Datos cíclicamente ajustados			
<i>Etap</i> a	H_0	H_1	t	<i>Etap</i> a	H_0	H_1	t
1	$\beta = 0$	$\beta > 0$	5.169 ^d	1	$\beta^a = 0$	$\beta^a > 0$	5.050 ^d
2	$\beta = 1$	$\beta < 1$	-5.508 ^d	2	$\beta^a = 1$	$\beta^a < 1$	-5.395 ^d

^a Se utilizó $q = 2$ en la estimación. Se presentan los valores estimados de los parámetros con sus respectivos errores estándar entre paréntesis. Los errores estándar están corregidos por la varianza de largo plazo de acuerdo con la metodología de Stock y Watson. ^b Coeficiente significativo a 1%. ^c Para las pruebas de hipótesis se utilizó una distribución t_{63} cuyos valores críticos unilaterales son: (10%) 1.295, (5%) 1.669, y (1%) 2.387. ^d Rechazo la H_0 con un nivel de significancia de 1%.

la adición de rezagos y observaciones adelantadas de dicha variable, tal como se ilustra en la ecuación (6). Los estimadores así obtenidos son más robustos para muestras pequeñas y evitan el sesgo de simultaneidad (Stock-Watson, 1993). Los resultados de su estimación se muestran en la parte superior del cuadro 4. Nótese que el parámetro (β) es similar tanto para los datos observados como para los cíclicamente ajustados, e indica que, en promedio, un incremento de 1% del PIB en el gasto primario del Gobierno colombiano estuvo acompañado de un aumento de 0.48% del PIB en sus ingresos.

$$(6) \quad t_t = \alpha + \alpha_1 D_t + \beta g_t + \sum_{-q}^q \gamma_q \Delta g_{t-q} + \varepsilon_t .$$

Para evaluar la sostenibilidad del déficit que resulta de estas tendencias entre ingresos y gastos, Quintos (1995) propone un marco econométrico sencillo basado en inferencia estadística sobre β . Dicho marco establece que una vez que se pruebe que las series son $I(1)$ y se estime la relación de cointegración, se deben realizar las siguientes pruebas de hipótesis sobre β . En la primera se contrasta la hipótesis nula $H_0: \beta = 0$

contra la hipótesis alternativa $H_1: \beta > 0$. Si H_0 no es rechazada, entonces se concluye que *el déficit fiscal no es sostenible*. Si, por el contrario, se rechaza, se pasa a probar la hipótesis $H_0: \beta = 1$ frente a $H_1: \beta < 1$. Si en esta segunda etapa no se rechaza la hipótesis nula, entonces se concluye que *el déficit es sostenible de manera fuerte*. Si, por el contrario, se rechaza la hipótesis nula, entonces podemos afirmar que β está entre 0 y 1, $0 < \beta < 1$, por lo que se concluye que *el déficit fiscal es sostenible en el sentido débil*.

CUADRO 4. NEXO ENTRE LOS INGRESOS Y GASTOS DEL GOBIERNO**Estimación a través del VECM^a**

Datos observados				Datos cíclicamente ajustados			
	Δt_i		Δg_i		Δt_i		Δg_i
α_0	0.001 (0.001)	$\tilde{\alpha}_0$	0.002 (0.002)	α_0	0.001 (0.001)	$\tilde{\alpha}_0$	0.002 (0.003)
α_1	0.067 (0.136)	$\tilde{\alpha}_1$	-0.439 (0.229) ^c	α_1	-0.006 (0.123)	$\tilde{\alpha}_1$	-0.527 (0.227) ^c
α_2	-0.306 (0.115) ^b	$\tilde{\alpha}_2$	0.266 (0.193) ^d	α_2	-0.411 (0.108) ^b	$\tilde{\alpha}_2$	0.349 (0.200) ^c
β_1	0.084 (0.084)	$\tilde{\beta}_1$	-0.882 (0.142) ^b	β_1	0.063 (0.077)	$\tilde{\beta}_1$	-0.856 (0.142) ^b
β_2	0.328 (0.087) ^b	$\tilde{\beta}_2$	-0.276 (0.147) ^c	β_2	0.274 (0.078) ^b	$\tilde{\beta}_2$	-0.277 (0.145) ^c
δ	-0.604 (0.177) ^b	$\tilde{\delta}$	0.201 (0.298)	δ	-0.419 (0.156) ^b	$\tilde{\delta}$	0.196 (0.289)

Análisis de causalidad (a través del VECM)

Datos observados			Datos cíclicamente ajustados		
H_0	Estadístico	Valor p	H_0	Estadístico	Valor p
$\beta_1 = \beta_2 = 0$	27.440	0.000	$\beta_1 = \beta_2 = 0$	23.792	0.000
$\tilde{\alpha}_1 = \tilde{\alpha}_2 = 0$	15.918	0.000	$\tilde{\alpha}_1 = \tilde{\alpha}_2 = 0$	21.293	0.000

^a La selección de los rezagos del VECM se realizó teniendo en cuenta los criterios de Akaike y Schwarz. Con dos rezagos se presenta normalidad multivariada en los errores. Los resultados en cuanto a las implicaciones del nexo entre el ingreso y los gastos fiscales se mantienen cuando se utilizan 3 y 4 rezagos en el VECM. errores estándar entre paréntesis. ^b Coeficiente significativo a 1%. ^c Coeficiente significativo a 5%. ^d Coeficiente significativo a 10%.

En la parte inferior del cuadro 4 se presentan los resultados de las pruebas descritas. Para los datos observados y para los datos cíclicamente ajustados, se rechazan las hipótesis nulas

en ambas etapas del procedimiento, es decir, que ni se han presentado situaciones críticas de insostenibilidad fiscal a lo largo de los últimos veinte años, pero tampoco se puede afirmar que las finanzas del gobierno nacional han sido plenamente solventes. Se concluye, por consiguiente, que *el déficit ha sido sostenible en el sentido débil* ($0 < \beta < 1$), lo que en la práctica significa que el gobierno ha tenido la necesidad de contratar nueva deuda de manera recurrente, para servir parcial o totalmente los compromisos de deuda vieja (realizar *rollover*), y que de no corregir el desequilibrio estructural que se ha registrado desde hace varios años, el gobierno podría tener dificultades en el futuro, para asegurar su financiamiento. Una forma alternativa de interpretar este resultado es que al ser el tamaño del parámetro de cointegración significativamente menor que uno ($\beta = 0,48$), no se garantiza que en el límite –o a largo plazo–, el valor descontado de la deuda del gobierno tienda a cero, por lo que no se satisface la condición del juego de no-Ponzi. Como se puso en evidencia en la ecuación (1), el cumplimiento de esta condición es fundamental para evitar que se presenten problemas de solvencia en el futuro. A nivel internacional, el resultado más parecido al caso colombiano lo ofrecen Payne *et al.* (2008) para la economía turca. Usando las mismas técnicas de cointegración, estos autores encuentran un parámetro ligeramente superior que el encontrado en este trabajo ($\beta = 0,51$), con lo cual concluyen que las finanzas del gobierno de Turquía fueron sostenibles débilmente entre 1968 y 2004.

El ejercicio descrito se replicó para los dos subperiodos que resultan de considerar el quiebre estructural en 2003T1. Con esta réplica se buscó indagar en cuál de los dos subperiodos, la situación de sostenibilidad débil fue más crítica. En la parte superior del Anexo 2 se muestra la estimación con MCO de la pendiente de cointegración para cada submuestra. Para el primer subperiodo (1990T1-2002T4), el valor del parámetro es ligeramente menor al encontrado para el periodo completo (0.43 vs. 0.48), a un nivel de significancia de 1%. Para el segundo subperiodo (2003T1-2008T4), el parámetro es notablemente mayor, pero resulta no significativo. El problema de no significancia estadística puede estar asociado con el tamaño relativamente pequeño de la segunda submuestra o por la mayor volatilidad que exhiben los datos.

Los resultados con los datos cíclicamente ajustados son muy parecidos a los obtenidos con las series observadas, por lo que no hay necesidad de publicarlos. De acuerdo con estos nuevos hallazgos, se confirma que la condición de sostenibilidad débil encontrada en las cuentas del gobierno fue ligeramente más crítica en el primer subperiodo de la muestra (entre 1990 y 2002) y que, aunque parece haber mejorado dicha condición durante el segundo subperiodo (entre 2003 y 2008), los resultados no son confiables.

2. El nexo entre los ingresos y los gastos del gobierno

El nexo entre los ingresos y los gastos del gobierno ha sido un tema estudiado de forma continua por la literatura fiscal, no sólo por sus implicaciones sobre la sostenibilidad fiscal, sino también porque refleja aspectos institucionales de las finanzas públicas, como el proceso presupuestal y a las reglas que acogen los países en este campo. La interrelación entre t_i y g_i se evalúa usualmente con un modelo vectorial de corrección de errores (VECM), en la medida que produce evidencia para el corto y largo plazo, dejando del lado los problemas de identificación. En este caso, el VECM especifica de manera simultánea las ecuaciones de ingresos y gastos en función de los rezagos de ambas variables y del llamado término de corrección de error, que justamente corresponde al primer rezago de los errores estimados en la ecuación (7). Con, por ejemplo, dos rezagos en cada variable, el modelo puede ser representado por las ecuaciones (7) y (8):

$$(7) \quad \Delta t_i = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta t_{i-1} + \alpha_2 \Delta t_{i-2} + \beta_1 \Delta g_{i-1} + \beta_2 \Delta g_{i-2} + \delta \hat{\varepsilon}_{i-1} + u_{1i}.$$

$$(8) \quad \Delta g_i = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 \Delta t_{i-1} + \tilde{\alpha}_2 \Delta t_{i-2} + \tilde{\beta}_1 \Delta g_{i-1} + \tilde{\beta}_2 \Delta g_{i-2} + \tilde{\delta} \hat{\varepsilon}_{i-1} + u_{2i}.$$

La interpretación del nexo entre los ingresos y los gastos del gobierno es directa. Para (7), por ejemplo, los ingresos estarán determinados por los gastos en el corto plazo, si los parámetros de los rezagos del gasto (los β) resultan significativos en dicha ecuación. En el largo plazo, los ingresos estarán determinados por los gastos, si el término de corrección de error (δ) resulta positivo y estadísticamente significativo. Una interpretación similar se le da a la dependencia del gasto en la ecuación (8).

Es preciso señalar que si no hay ningún indicio de determinación entre las variables (es decir, si los parámetros no generan un nivel aceptable de significancia), entonces el nexo entre ellas puede ser interpretado teóricamente a través de la *hipótesis de separación institucional*, tras la cual las decisiones sobre los ingresos no tienen ningún vínculo con las decisiones sobre los gastos; es decir, que cada uno enfrenta separadamente su propio proceso de decisión. Si, por el contrario, hay evidencia de determinación en ambos sentidos (es decir, si los ingresos determinan los gastos en el corto y mediano plazo y viceversa), se confirmaría la *hipótesis de sincronización fiscal*, según la cual el gobierno decide simultáneamente los programas de gasto que va a ejecutar junto con los ingresos (corrientes) que le permiten financiarlos. Las otras dos alternativas de determinación (o causación), están dadas por la *hipótesis de ingresos a gastos* o por la *hipótesis de gastos a ingresos*, tal como se describieron en la sección II.

En el cuadro 4, se muestran los resultados de las estimaciones del VECM, tanto para los datos observados como para los datos cíclicamente ajustados. Nótese que en la ecuación de los ingresos (datos observados), se encuentra que los segundos rezagos del cambio de los ingresos y de los gastos son significativos a 1%. En la ecuación del gasto (datos observados), ambos rezagos, tanto de la propia variable como de los ingresos, resultan significativos, aunque a un menor nivel de significancia. Es decir, en el corto plazo parece haber una dinámica de determinación simultánea entre estas variables, lo cual se corrobora con las pruebas de causalidad presentadas en la parte inferior del cuadro 4. Sin embargo, el resultado que se constituye en un hallazgo importante proviene del término de corrección de errores de la ecuación de ingresos, el cual es robusto con los datos observados y con los datos cíclicamente ajustados. Así, mientras en la ecuación del ingreso el término de corrección de errores registra el signo esperado y es altamente significativo (a 1%), en la ecuación del gasto, aunque dicho término de corrección de errores tiene el signo esperado, no tiene significancia estadística. Este resultado suministra evidencia en favor de la *hipótesis de determinación de gastos a ingresos*, lo cual significa que, en el largo plazo, los ingresos del gobierno nacional colombiano han estado determinados por la dinámica de los gastos.

Este hallazgo empírico es coherente que una serie de acontecimientos registrados en Colombia en los últimos veinte años y que han afectado las finanzas de la administración central. Por una parte, la Constitución Política de 1991 le delegó al Estado la cobertura de ciertos derechos fundamentales de la población, lo cual en la práctica se ha traducido en un mayor gasto del gobierno en programas de educación, salud, seguridad social y seguridad y justicia, entre otros (ver detalles en Lozano *et al.*, 2004). Pero no sólo, desde entonces, los gobiernos han aumentado el gasto por razones mandatorias (para cumplir con la Constitución), sino también por su propia iniciativa, que desde luego es de tipo discrecional.

Entre otros ajustes al gasto discrecional sobresalen varias reformas al Estado, nivelación salarial a grupos específicos de trabajadores (a la rama judicial y al magisterio), mayores compromisos de gasto en seguridad y defensa, mayores recursos del presupuesto para infraestructura de competencia nacional y local, y mayor cobertura de los programas de asistencia social. Por lo general, todas estas decisiones de gasto han propiciado una posterior discusión sobre la necesidad de aumentar la presión tributaria, para garantizar su financiación. De allí que la principal motivación de las numerosas reformas tributarias implementadas desde comienzos de los noventa fuera el financiamiento del déficit, que se fue acrecentando por los mayores compromisos de gasto que fue asumiendo la nación. En este sentido, que el ajuste en los ingresos haya estado predeterminado por decisiones anteriores en los gastos, tal como se deriva del cuadro 4, es coherente con los acontecimientos descritos.

3. ¿Han sido simétricos los procesos de ajuste y desajustes fiscal del gobierno?

Un aspecto que vale la pena revisar de la estimación del VECM (cuadro 4), es que el modelo estándar implícitamente asume que el proceso de ajuste de los ingresos y los gastos del gobierno, ante situaciones de desequilibrio, es simétrico. Si por alguna razón dicho proceso es asimétrico, el modelo presentará problemas de especificación, lo que generaría sesgos en sus resultados. En la práctica, la velocidad de ajuste fiscal desde la parte baja del ciclo (recesión), cuando usualmente se

registran altos déficit, podría diferir de la velocidad de ajuste desde la fase del auge, cuando las cuentas fiscales están en superávit. Esto podría suceder, por ejemplo, porque cambia el tamaño de los estabilizadores automáticos a lo largo del ciclo. Los llamados modelos autorregresivos de umbrales, simple (TAR) y de momentos (MTAR), desarrollados por Enders y Siklos (2001), permiten evaluar la existencia de tales (a)simetrías en el ajuste de estas variables.

Para caracterizar las asimetrías, nótese que si omitimos la variable dumi y la dinámica de corto plazo, como variables explicativas de la ecuación (6) (es decir, $\alpha_1 = \gamma_q = 0$), tendremos que $t_t - \alpha - \beta g_t = \varepsilon_t$. Por consiguiente, los errores representarán la diferencia de largo plazo entre los ingresos, descontando el intercepto α (su valor autónomo), y los gastos primarios. Así las cosas, para los periodos en los que $\varepsilon > 0$ (lo cual equivale a que $t_t - \alpha > \beta g_t$), las finanzas del gobierno se encontrarán en una situación de superávit u *holgura fiscal*, con respecto a la relación de largo plazo, mientras que para los periodos en los que $\varepsilon < 0$, se presentarán situaciones de déficit o *estrechez fiscal*.

La asimetría en el ajuste de los residuos se estudia a partir de la definición de un umbral que sirve para valorar la dinámica de los residuos en niveles (modelo TAR) o en primera diferencia (modelo MTAR). A su vez, el umbral se define a partir de *variables indicadoras* que toman el valor de 1 o 0, dependiendo de si el nivel de los residuos, o su primera diferencia, están por encima o por debajo del llamado *eje de simetría* τ . Finalmente, el eje τ se estima mediante algún tipo de algoritmo.

La dinámica de los residuos estimados por MCO (ecuación 6), se descomponen de la siguiente manera:

$$(9) \quad \Delta \varepsilon_t = I_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta \varepsilon_{t-i} + v_t,$$

donde $v_t \sim \text{I.I.D.}(0, \sigma^2)$, n es el número de rezagos de $\Delta \varepsilon_t$, escogido de tal forma que no estén autocorrelacionados, e I_t es la variable indicadora. En esta especificación, el modelo TAR detecta asimetrías con respecto al signo del desequilibrio fiscal (de largo plazo) del periodo pasado (capturado por el parámetro de ε_{t-1}), en tanto el modelo MTAR explora las asimetrías con base en el cambio del desequilibrio fiscal del periodo

previo, capturado por el parámetro de $\Delta\varepsilon_{t-1}$. Así las cosas, I_t quedará definido en uno y otro caso como:

$$(10) \quad I_t = \begin{cases} 1, & \varepsilon_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \varepsilon_{t-1} < \tau \end{cases},$$

$$(11) \quad I_t = \begin{cases} 1, & \Delta\varepsilon_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \Delta\varepsilon_{t-1} < \tau \end{cases}.$$

La existencia de asimetrías en los procesos de ajuste fiscal, se valida mediante la realización de pruebas de hipótesis sobre los coeficientes ρ_1 y ρ_2 de la ecuación (9), una vez hecha su estimación por MCO. La hipótesis nula esta dada por $H_0: \rho_1 = \rho_2$, que de no ser rechazada *implicará simetría* en la dinámica de ajuste, mientras que de no rechazarse la hipótesis alternativa $H_1: \rho_1 \neq \rho_2$, implicará lo contrario (*asimetría*). En el cuadro 5, se presentan los resultados, tanto con los datos observados como con los datos ajustados por el ciclo, y se asume inicialmente que el eje de simetría es $\tau = 0$. En los dos casos no se puede rechazar la hipótesis nula, por lo que es posible afirmar, con un alto nivel de significancia, que no hay evidencia en favor de asimetrías en los procesos de ajuste fiscal del Gobierno colombiano.

CUADRO 5. ASIMETRÍAS EN LOS PROCESOS DE AJUSTE FISCAL

Prueba	Datos observados			Datos cíclicamente ajustados		
	H_0	Estadístico χ^2	Valor p	H_0	Estadístico χ^2	Valor p
TAR	$\rho_1 = \rho_2$	0.082	0.774	$\rho_1 = \rho_2$	0.091	0.764
MTAR	$\rho_1 = \rho_2$	0.008	0.928	$\rho_1 = \rho_2$	0.491	0.484

Ahora bien, para seleccionar un valor para el eje de simetría τ , Chan (1993) propone un algoritmo recursivo basado en el criterio de mínima suma de errores al cuadrado. Este algoritmo propone, en primer lugar, ordenar de manera ascendente la serie de residuos resultantes de la ecuación de co-integración, o la primera diferencia, según se use el modelo TAR o MTAR, y luego desechar 15% de las observaciones más pequeñas y 15% de las observaciones más grandes. Posteriormente, se utilizan los valores restantes de la serie de residuos estimados, como posible valor del eje τ . Luego se selecciona

aquel valor de τ que genere la menor suma de errores al cuadrado. Finalmente, se usa el algoritmo de Chan para determinar un valor de τ ; los resultados son: $\tau = 0.0125$ para el modelo TAR y $\tau = 0.0134$ para el modelo MTAR. Con el uso de estos nuevos umbrales, los resultados previos se mantienen, en el sentido de que no es posible rechazar la hipótesis nula de simetría en los procesos de ajuste. Con el uso de los datos cíclicamente ajustados, se obtienen resultados similares.

V. CONCLUSIONES Y ALGUNAS LECCIONES DE POLÍTICA

En este trabajo se utilizó información trimestral de los ingresos y gastos del Gobierno colombiano de 1990 a 2008 (datos reales y ajustados por el ciclo económico), para evaluar empíricamente la sostenibilidad fiscal, la interdependencia (o causalidad) entre estas dos variables y las posibles asimetrías en los procesos de ajuste o desajuste fiscal a lo largo del ciclo. Mediante modelos de cointegración, lo cual constituye una alternativa valiosa respecto a los análisis tradicionales, se encuentra que las finanzas han sido *sostenibles, pero en sentido débil*, lo que en la práctica implica que el gobierno ha tenido que emitir deuda de manera recurrente para financiar parcial o totalmente su servicio (hacer *rollover*) y que de no corregir el desequilibrio fiscal estructural que se ha registrado desde hace varios años, el gobierno podría tener dificultades en el futuro, para asegurar su financiamiento. Una forma alternativa de interpretar este resultado es que al ser el tamaño del parámetro de cointegración significativamente menor que uno ($\beta = 0, 48$), no se garantiza que, en el límite –o en el largo plazo–, el valor descontado de la deuda del gobierno tienda a cero, por lo que no se satisface la condición del juego de no-Ponzi.

En relación con el tipo de interdependencia (causalidad) entre las variables fiscales, el trabajo ofrece evidencia en favor de la *hipótesis de determinación de gastos a ingresos*, lo cual es coherente que una serie de acontecimientos registrados en el país que han llevado a que primero se tomen las decisiones de gasto y luego se propicie la necesidad de aumentar los impuestos, para asegurar (parcialmente) su financiación. Finalmente, el trabajo *no encuentra evidencia que soporte asimetría*

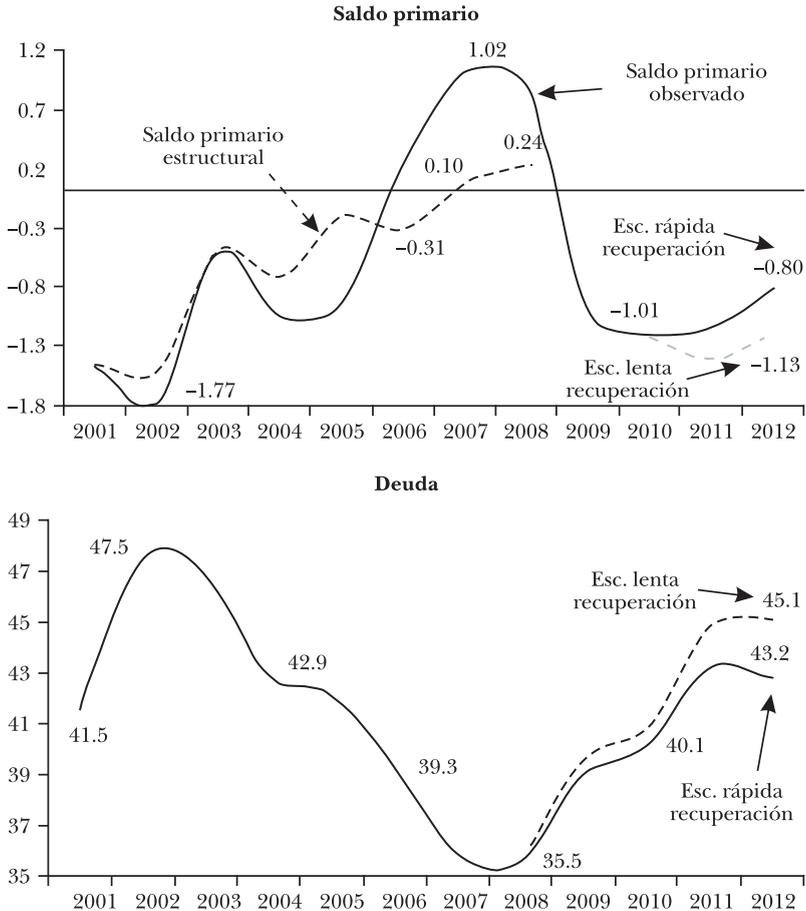
en los procesos de ajuste y desajuste fiscal a lo largo de los ciclos.

De estos hallazgos se podrían derivar algunas lecciones para el futuro. De una parte, es importante insistir en reformas de fondo que hagan más transparente y competitivo el sistema fiscal del país y, especialmente, que hagan viable su manejo financiero para el mediano y largo plazo. Es evidente que, a pesar del mejor desempeño que registraron las finanzas de la administración central en los años recientes (entre 2002 y 2007, el saldo primario pasó de un déficit de 1.8% a un superávit de 1% del PIB y la deuda pública se redujo 12 puntos, gráfica IV), subsiste un problema de déficit estructural que a la postre le impidió a la autoridad fiscal reaccionar en la actual coyuntura, con políticas activistas para compensar los efectos de la crisis. Como se ha puesto en evidencia en algunos trabajos (Lozano, 2009; Rincón, Lozano y Ramos, 2008), buena parte de ese mejor desempeño se debió al entorno macroeconómico favorable (bonanza petrolera, términos de intercambio ventajosos, expansión de la economía mundial y la apreciación del peso), aunque también parte se explica por las reformas fiscales *de segunda generación* de comienzos del decenio. Sin embargo, con la reversión del ciclo y del contexto macroeconómico, el desequilibrio estructural en las cuentas del gobierno aparece nuevamente y la sostenibilidad de la deuda recobra importancia.

Para tener una idea de la evolución de los principales indicadores fiscales del gobierno nacional en los próximos años (de 2009 a 2012), en la gráfica IV se muestran dos escenarios sobre el posible sendero del saldo primario y de la deuda. El primer ejercicio de pronóstico (línea sólida) se elabora considerando una recuperación de la economía relativamente rápida (0% en el 2009, 2% en el 2010, 3.5% en el 2011 y 4% en el 2012), que es la de mayor consenso entre los analistas y, el segundo ejercicio, escoge un sendero de recuperación más lento, que llega a 3% en el 2012. En los dos escenarios, es evidente que las cuentas del gobierno se deteriorarán en los próximos años, en la medida que el saldo primario se vuelve deficitario a partir del 2009 (alrededor de 1% del PIB), y la deuda retornará en dos años a los niveles que se registraban entre el 2004 y el 2005 (alrededor de 44% del PIB). Con estas predicciones y de no efectuarse reformas de fondo, seguramente las

finanzas del gobierno nacional *seguirán siendo sostenibles, pero en sentido débil*, como se puso en evidencia en este trabajo, lo cual no constituye la mejor señal para el mercado.

GRÁFICA IV. PRONÓSTICOS SOBRE EL SALDO PRIMARIO Y LA DEUDA DEL GOBIERNO NACIONAL, 2001-2012 (en porcentajes del PIB)



FUENTE: Cálculos de los autores con información del Banco de la República.

La adopción de una regla fiscal bien diseñada, como la explorada en Lozano, Rincón, Sarmiento y Ramos (2007), podría ser esa reforma de fondo que complemente los ajustes adicionales en las operaciones del gobierno. Las reglas permiten un manejo fiscal contracíclico y sostenible en el largo plazo, aumentan la credibilidad en la gestión fiscal y contribuyen

a la estabilidad y al crecimiento económico de largo plazo. Además, introducen disciplina fiscal al restringir el uso discrecional de los recursos del Estado, aunque es necesario precisar que la modalidad de regla seleccionada debe ser acoplada a las circunstancias propias de cada país. En ese trabajo se propone una regla sobre el saldo primario estructural de 1% del PIB en las cuentas del gobierno central. Las cifras indican que el saldo primario estructural ha avanzado en la dirección deseada, con saldos positivos entre el 2007 y el 2008 (cerca de 0.2% del PIB, ver línea discontinua de la gráfica IV), por lo que es plausible considerar la sugerencia hecha en ese estudio.

Al acoger una regla fiscal, se deben ajustar las prácticas presupuestarias para asegurar su cumplimiento. Este aspecto es de la mayor importancia porque, al final esto es lo que apoya la sostenibilidad de la deuda en un horizonte de largo plazo. La nueva dinámica presupuestal requerirá estimar, inicialmente, los ingresos potenciales (estructurales) que ha de recaudar el gobierno, es decir, aquellos que se obtendrían si la economía creciera a su nivel potencial. Luego, sobre la base de una meta cuantitativa adoptada, se fija el monto máximo de gastos que debe presentar el ejecutivo en el proyecto de presupuesto, los que por su naturaleza rígida, se consideran estructurales, en un alto porcentaje. Este procedimiento presupuestal garantiza la ejecución de un nivel de gasto que es financiable y que satisface la restricción de ingresos del gobierno. Los cambios en el proceso presupuestal, que induce la regla, revertirán la práctica poco ortodoxa que se encontró en este trabajo, y que consiste en que durante las dos últimas décadas las decisiones de gasto han antecedido la consulta real de los ingresos.

CUADRO A. 1. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN POR SUBPERIODOS (JOHANSEN-JUSELIUS)

Prueba	1990T1-2002T4			2003T1-2008T4		
	H_0	H_1	Valor P	H_0	H_1	Valor P
Series observadas						
λ_{max}	r = 0	r = 1	0.000	r = 0	r = 1	0.002
	r ≤ 1	r = 2	0.240	r ≤ 1	r = 2	0.198
λ_{traza}	r = 0	r ≥ 1	0.000	r = 0	r ≥ 1	0.013
	r ≤ 1	r ≥ 1	0.240	r ≤ 1	r ≥ 1	0.198
Series cíclicamente ajustadas						
λ_{max}	r = 0	r = 1	0.000	r = 0	r = 1	0.000
	r ≤ 1	r = 2	0.337	r ≤ 1	r = 2	0.236
λ_{traza}	r = 0	r ≥ 1	0.000	r = 0	r ≥ 1	0.000
	r ≤ 1	r ≥ 1	0.337	r ≤ 1	r ≥ 1	0.236

NOTAS: Se escogió el rezago 1 para los modelos de Johansen. Los valores p para las pruebas se basan en MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Anexo 2

CUADRO A. 2. RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN POR SUBPERIODOS

Estimación por medios de MCO^a (datos observados)

$$t_i = \alpha + \alpha_1 D_i + \beta g_i + \sum_{-q}^q \Delta g_{i-q} + \varepsilon_i$$

1990T1-2002T4	2003T1-2008T4
β	β
0.437	0.949
(0.078) ^b	(1.044)

Análisis de cointegración de Quintos^c (datos observados)

Periodo	Etapas	H_0	H_1	t
1990T1-2002T4	1	$\beta = 0$	$\beta > 0$	5.446 ^d
	2	$\beta = 1$	$\beta < 1$	-8.317 ^d
2003T1-2008T4	1	$\beta = 0$	$\beta > 0$	0.909
	2	$\beta = 1$	$\beta < 1$	

^a Se utilizó $q = 2$ en la estimación. Se presentan los valores estimados de los parámetros con sus respectivos errores estándar entre paréntesis. Los errores estándar están corregidos por la varianza de largo plazo de acuerdo con la metodología de Stock y Watson. ^b Coeficiente significativo a 1%. ^c Para las pruebas de hipótesis se utilizó en el periodo 1990T1-2002T4 una distribución t_{12} con valores críticos unilaterales (10%) 1.302, (5%) 1.682, y (1%) 2.418 y en el periodo 2003T1-2008T4 una distribución t_{12} con valores críticos unilaterales (10%) 1.356, (5%) 1.782, y (1%) 2.681. ^d Rechazo la H_0 con un nivel de significancia de 1%.

REFERENCIAS

- Akcay, O. C., C. E. Alper y S. Ozmuur (2001), *Budget deficit, inflation, y debt sustainability: evidence from Turkey, 1970-2000*, Bogazici University (Working Paper).
- Avella, M. (2007), *Some stylized facts on public finance in Colombia since the first Kemmerer mission (1923)*, Banco de la República (Borradores de Economía, n° 469).
- Avella, M. (2008), *Perspectivas de crecimiento del gasto público en Colombia, 1925-2003 ¿Una visión descriptiva à la Wagner, o à la Peacock y Wiseman?*, Banco de la República (Borradores de Economía, n° 544).
- Baghestani, H., y R. McNown (1994), "Do revenues or expenditures respond to budgetary disequilibria?", *Southern Economic Journal*, vol. 61, pp. 311-22.
- Barro, R. (1979), "On the determination of the public debt", *Journal of Political Economy*, vol. 87, pp. 940-71.
- Buchanan, J., y R. Wagner (1978), "Dialogues concerning fiscal religion", *Journal of Monetary Economics*, vol 4, pp. 627-636.
- Chan, K. (1993), "Consistency y limiting distribution of the least squares estimator of athreshold a utoregressive model", *Annals of Statistics*, vol. 21, pp. 520-33.
- Clavijo S. (2002), *Deuda pública cierta y contingente: el caso de Colombia*, Banco de la República (Borradores de Economía, n° 205).
- Cunado, J., L. Gil-Alana y F. Gracia (2004), "Is the US fiscal deficit sustainable? A fractionally integrated approach", *Journal of Economics y Business*, vol. 56, pp. 501-26.
- Darrat, A. (1998), "Tax y spend, or spend y tax? An inquiry into the Turkish budgetary process", *Southern Economic Journal*, vol. 64, pp. 940-56.
- Dickey, D., y W. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-31.
- Enders, W., y S. Dibooglu (2001), "Long-run purchasing power parity with asymmetric adjustment", *Southern Economic Journal*, vol. 68, pp. 433-45.
- Enders, W., y P. Siklos (2001), "Cointegration y threshold adjustment", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 19, pp. 304-11.

- Engle, R., y C. Granger (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, vol. 55, n^o 2, pp. 251-76.
- Ewing, B., J. Payne, O. Al-Zoubi y M. Thompson (2006), "Government expenditures y revenues: evidence asymmetric modeling", *Southern Economic Journal*, vol. 73, pp. 190-200.
- Friedman, M. (1978), "The limitations of tax limitation", *Policy Review*, verano, pp. 7-14.
- Girouard, N., y A. Christophe (2005), *Measuring Cyclically-Adjusted Budget balances For OECD Countries*, Organisation for Economic Co-operation and Development, Economics Department (Working Papers, n^o 434).
- Gregory, A., y B. Hansen (1996), "Residual-based tests of cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, vol. 70, pp. 99-126.
- Gunaydin, E. (2003), "Analyzing the sustainability of fiscal deficits in turkey", *Hazine Dergisi*, vol. 16, pp. 1-14.
- Hakkio, C., y M. Rush (1991), "Is the budget deficit 'Too Large'?", *Economic Inquiry*, vol. 29, n^o 3, pp. 429-45.
- Hamilton, J., y M. Flavin (1986), "On the limitations of government borrowing: a framework for testing", *American Economic Review*, vol. 76, pp. 808-19.
- Hoover, K., y S. Sheffrin (1992), "Causation, spending, y taxes: sy in the sybox or the tax collector for the welfare state?", *American Economic Review*, vol. 82, pp. 225-48.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, S., y K. Juselius (1990), "Maximum likelihood estimation y inference on cointegration with applications to the demy for money", *Oxford Bulletin of Economics y Statistics*, vol. 52, pp. 169-210.
- Kuştepelı, Y., y G. Önel (2005), *Fiscal deficit sustainability with a structural break: an application to Turkey*, Eastern Mediterranean University, Review of Social (Economic and Business Studies).
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin (1992), "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-78.
- Lozano, L. I. (2009), *Caracterización de la política fiscal en Colombia y análisis de su postura frente a la crisis internacional*, Banco

- de la República (Borradores de Economía, n^o 566).
- Lozano, L. I., C. Ramírez y A. Guarín (2007), *Sostenibilidad fiscal en Colombia: Una mirada hacia el mediano plazo*, Universidad de Antioquia, agosto (Perfil de coyuntura económica, n^o 009).
- Lozano, L. I., H. M. Rincón Sarmiento y J. Ramos (2008), “Regla fiscal cuantitativa para consolidar y blindar las finanzas públicas de Colombia”, en *Economía Institucional*, Revista de Economía de la Universidad Externado de Colombia, n^o 19, II semestre.
- Lozano, L. I., H. Rincón y J. Ramos (2004), *Crisis fiscal actual: Diagnóstico y recomendaciones*, Banco de la República (Borradores de Economía, n^o 298).
- Lozano, L. I., y K. Rodríguez (2009), *Assessing the macroeconomic effects of fiscal policy in Colombia*, Banco de la República (Borradores de Economía, n^o 552).
- Lozano L. I., y J. Toro (2007), *Fiscal policy throughout the cycle: the Colombian experience*, Banco de la República (Borradores de Economía, n^o 434).
- MacKinnon, J. (1996), “Numerical distribution functions for unit root y cointegration tests”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, pp. 601-18.
- Martin, G. (2000), “US Deficit sustainability: a new approach based on multiple endogenous breaks”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 15, pp. 83-105.
- McCallum, B. (1984), “Are Bond-financed Deficits Inflationary? A Ricardian Analysis”, *The Journal of Political Economy*, vol. 92, n^o 1, pp. 23-135
- Meijdam, L., M. van de Ven y H. Verbon (1996), “The dynamics of government debt”, *European Journal of Political Economy*, Elsevier, vol. 12, n^o 1, pp. 67-90
- Meltzer, A., y S. Richard (1981), “A rational theory of the size of government”, *Journal of Political Economy*, vol. 89, pp. 914-927.
- Musgrave, R. (1966), “Principles of budget determination”, en H. Cameron y W. Henderson (eds), *Public Finance: Selected Readings*, Ryom House, Nueva York, pp. 15-27.
- Onis, Z. (2000), “The Turkish economy at the turn of a new century: critical y comparative perspectives”, en M. Abramowitz (ed.), *Turkey’s Transformation y American Policy*, The Century Foundation Press, Washington, D. C.

- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics", *Oxford Bulletin of Economics y Statistics*, vol. 54, pp. 461-72.
- Ozatay, F. (1997), "Sustainability of fiscal deficits, monetary policy, y inflation stabilization: the case of turkey", *Journal of Policy Modeling*, vol. 19, pp. 661-81.
- Payne, J. (2003), "A survey of the international empirical evidence on the tax-spend debate", *Public Finance Review*, vol. 31, pp. 302-24.
- Payne, J., H. Mohammadi y M. Cak (2008), "Turkish budget deficit sustainability and the revenue-expenditure nexus", *Applied Economics*, vol. 40, n^o 7, pp. 823-30.
- Peacock, A., y J. Wiseman (1979), "Approaches to the analysis of government expenditures growth", *Public Finance Quarterly*, vol. 7, pp. 3-23.
- Perron, P. (1997), "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Journal of Econometrics*, vol. 80, pp. 355-85.
- Phillips, P., y P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-46.
- Posada, C., y L. Arango (2000), *¿Podremos sostener la deuda pública?*, Banco de la República (Borradores de Economía, n^o 165).
- Quintos, C. (1995), "Sustainability of the deficit process with structural shifts", *Journal of Business y Economic Statistics*, vol. 13, pp. 409-17.
- Stock, J., y M. Watson (1993), "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems", *Econometrica*, vol. 61, pp. 783-820.
- Tekin-Koru, A., y E. Ozmen (2003), "Budget deficits, money growth y inflation: the turkish evidence", *Applied Economics*, vol. 35, pp. 591-96.
- Wildavsky, A. (1988), *The new politics of the budgetary process*, Scott, Foresman and Co., Glenview, Ill.
- Wu, J. L. (1998), "Are budget deficits 'Too Large'? The evidence from Taiwan", *Journal of Asian Economics*, vol. 9, pp. 519-28.

Andrew Swiston

Efectos derivados para América Central a la luz de la crisis: ¿qué diferencia hace un año!

I. INTRODUCCIÓN

La recesión mundial del 2008 y 2009 así como la recuperación en curso traen a primer plano la profundidad y naturaleza de los vínculos de América Central con otras economías, tanto dentro de la región (ver los trabajos de Desruelle y Schipke, 2008; y Brenner, 2006) como fuera de ella (ver Baroni, 2008; Roache, 2008a; Kim y Papi, 2005; Kose, Rebucci, y Schipke, 2005).¹ ¿Cuál ha sido el impacto del choque global

¹ El presente estudio utiliza el término América Central como escritura abreviada para referirse al grupo de países que comprende a Costa Rica,

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio Spillovers to Central America in Light of the Crisis: What a Difference a Year Makes, de A. Swiston (Working Paper 10/35, FMI). El autor agradece a Miguel Savastano, Andreas Bauer, Alfred Schipke, Mario Dehesa y a otros colegas del Departamento del hemisferio occidental del FMI por útiles comentarios, así también a participantes de seminarios en el FMI. Los errores u omisiones son responsabilidad del autor excepto aquellos derivados de la traducción. Las opiniones expresadas en el presente documento son del autor y no representan necesariamente las opiniones del FMI, o de la política del FMI. Correo electrónico del autor: <aswiston@imf.org>.

en la región?, ¿por qué canales de transmisión ocurrió? y ¿cómo afectará la naturaleza de la recuperación mundial el crecimiento en la región hacia adelante?

Con el objeto de responder estas preguntas, este estudio investiga los vínculos externos de América Central a la luz de la mayor integración observada durante la década y media pasada. En el estudio se usó un marco de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) similar al modelo introducido en Bayoumi y Swiston (2009) que incorpora interacciones entre las principales regiones fuera de América Central, permite actividad en América Central como un todo para afectar a cada país individual y da cabida a una descomposición de los efectos derivados del PIB real en los canales responsables de su transmisión. A diferencia de otros estudios en la región, el análisis se realizó utilizando datos trimestrales de alta frecuencia, lo cual permite capturar la estructura de rezago inherente a la transmisión de la actividad económica entre fronteras. El periodo de investigación se limita al que coincide con la apertura de América Central al comercio internacional y flujos financieros, lo que permite reflejar de manera más completa los vínculos externos de la economías de la región tal y como están hoy en día.

En este estudio encuentra efectos significativos de la economía estadounidense sobre la región tanto en conjunto como en los países individuales. Un choque de 1% al crecimiento de Estados Unidos (EUA) cambia la actividad económica en América Central de 0.7% a 1%, en promedio, generalmente más alto que los estudios que incluyen décadas anteriores en el análisis, pero en línea con las elasticidades estimadas desde 1990 por Fiess (2007). Los efectos derivados de los choques mundiales son de magnitud similar. Estos efectos derivados se transmitieron principalmente por medio del impacto de las condiciones financieras de países avanzados sobre el crecimiento, fuera y dentro de la región, o por medio de fluctuaciones en la demanda externa de las exportaciones centroamericanas. La actividad en otros lugares de América Central es también un impulsor importante de la actividad en algunos países, por encima y más allá de la respuesta común a los efectos derivados

El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Panamá y República Dominicana.

externos. Esto refleja la integración intrarregional acrecentada en décadas recientes. Estos resultados ponen de relieve la importancia de operar marcos de política creíbles que posibilitan una respuesta de política anticíclica a choques externos.

Se ha encontrado que los choques para las economías avanzadas, asociados con la crisis financiera del 2008-2009, han reducido la actividad económica en la región en cerca de 4% a 5%, en promedio; lo que justifica la mayoría de las desaceleraciones observadas. Casi la mitad de este impacto fue una sorpresa dadas las elasticidades estimadas con los datos previos a la crisis. La medida en la cual el impacto de la crisis reciente fue una sorpresa destaca una advertencia importante para los hallazgos de este estudio. Los recientes choques externos son de un tamaño y amplitud no vistos desde el final de la Segunda Guerra Mundial, lo cual significa que las lecciones derivadas del impacto de este episodio pueden no aplicarse tan ampliamente fuera de tiempos de crisis. Sin embargo, la fuerte recesión simultánea vista en la mayor parte de América Central ilustra el impacto potencial de efectos derivados externos en futuros episodios de este tipo. Además de esto, si el rápido cambio estructural visto en el periodo en análisis tiene más vínculos externos de América Central aumentados, la sensibilidad de las economías de la región a los choques externos podría permanecer alta incluso fuera de recesiones.

El resto del presente estudio está organizado de la siguiente manera: la sección II esboza las tendencias recientes de la integración económica; la sección III examina la sincronización del ciclo económico, tanto entre los países de América Central como con Estados Unidos; la sección IV estima los efectos de los choques externos en la actividad económica centroamericana y evalúa el impacto de la recesión mundial; la sección V investiga los canales por los cuales los choques para otras economías se transmiten a la región; y la sección VI concluye.

II. TENDENCIAS EN LA INTEGRACIÓN ECONÓMICA

Esta sección examina la integración efectiva de América Central con la economía mundial en tres áreas –comercio, vínculos financieros y remesas, con un enfoque de la situación tal y

como se mantuvo en los años inmediatamente anteriores a la reciente recesión mundial.

1. Integración comercial

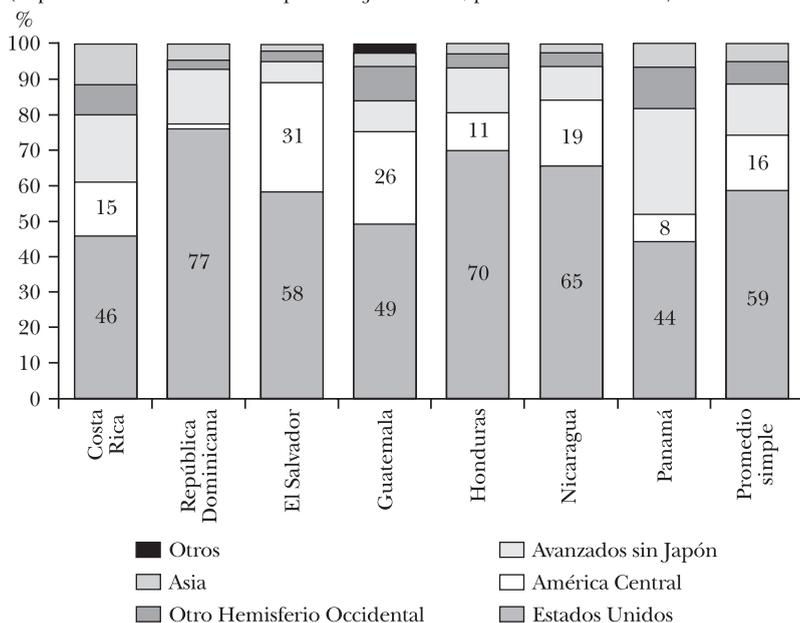
Los principales lazos comerciales de la región centroamericana son con Estados Unidos, lo que refleja la estrecha proximidad de la región, los recientes tratados de libre comercio y los arreglos comerciales preferenciales previos (gráfica I).² Alrededor de 60% de todos los bienes exportados se dirigen hacia Estados Unidos, con variaciones desde la mitad para Costa Rica, Guatemala y Panamá a más de dos tercios para República Dominicana y Honduras. Los vínculos comerciales dentro de América Central son también considerables, representan en promedio 20% de las exportaciones fuera de República Dominicana y Panamá. Los vínculos intrarregionales son más fuertes para El Salvador y Guatemala. Otros socios comerciales importantes incluyen otras economías avanzadas y países emergentes del hemisferio occidental.

La integración de los mercados mundiales de productos ha ido aumentando con el tiempo; la participación de bienes exportados en el PIB subió de 21% en el periodo de 1990-94 a 27% desde el año 2000 (gráfica II). El aumento de la participación de exportaciones de Nicaragua fue especialmente pronunciada, pues aumentó en cerca de 20% del PIB. Asimismo esta variable aumentó significativamente en Costa Rica, El Salvador, y Honduras. La mayor parte del aumento en la participación de exportaciones se dio a mediados de los años noventa, excepto para Nicaragua. El desglose del comercio con EUA y con el resto del mundo permaneció relativamente estable a través del tiempo.

El comercio de servicios es otra fuente importante de la integración económica, el cual suma cerca de 10% del PIB para

² El tratado de libre comercio CAFTA-DR se implementó entre el 2004 y el 2008 por los países signatarios: Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, Guatemala, Honduras, y Nicaragua. Panamá tiene tratados de libre comercio similares con los Estados Unidos pero no es parte del bloque CAFTA-DR. Es posible que la implementación de dichos acuerdos impulse aún más la integración con los Estados Unidos, aunque los ya considerables vínculos comerciales sugieren que el impacto podría ser menos dramático que, por ejemplo, los de TLCAN en México.

GRÁFICA I. INTEGRACIÓN COMERCIAL. PRINCIPALES SOCIOS COMERCIALES
(exportación de bienes como porcentaje del total, promedio 2003-2007)

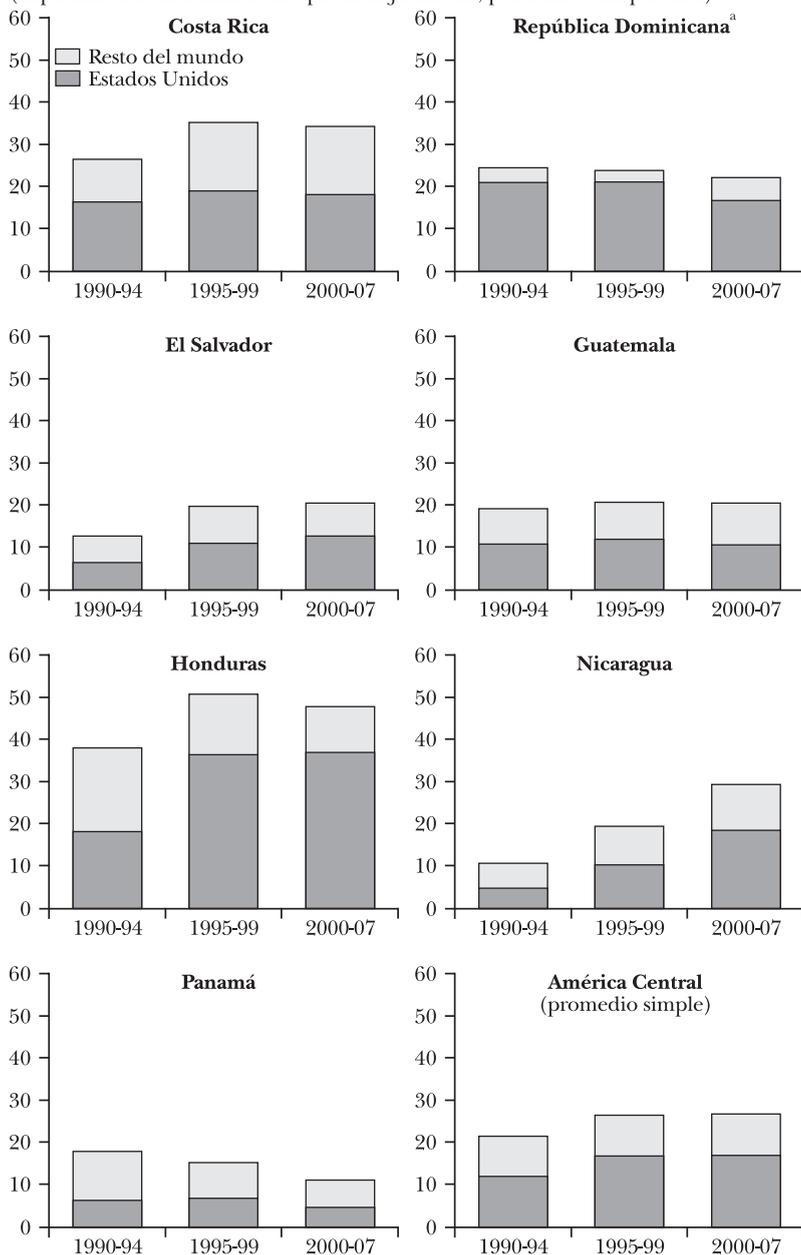


FUENTES: Haver Analytics; FMI Dirección de Estadísticas de Comercio; FMI, Perspectivas de la Economía Mundial; FMI Estadísticas Financieras Internacionales; y cálculos de los autores.

Costa Rica, República Dominicana, y Panamá. No obstante, el comercio de servicios no ha aumentado tan rápidamente su participación en la economía durante las dos últimas décadas como si lo ha hecho el comercio de bienes, puesto que el promedio simple pasó de 8.7% del PIB en 1990-94 a 10.1% del PIB en 2000-07. Los datos de socios comerciales de servicios están restringidos a turismo, para lo cual Baroni (2008) encontró que los turistas de EUA representaron entre 20% y 45% de los visitantes de la región durante el 2005 (excluyendo a República Dominicana, que no se consideró en el estudio). Los visitantes dentro de América Central representaron la mayoría de turistas en El Salvador, Guatemala, Honduras, y Nicaragua, pero no existe desglose del valor en dólares de los recibos que originaron los turistas. La falta de datos trimestrales completos del comercio de servicios de varios países hace imposible que se presenten por separado en el análisis cuantitativo de las secciones posteriores.

Varios estudios empíricos han llegado a la conclusión de que,

GRÁFICA II. INTEGRACIÓN COMERCIAL: EXPORTACIONES A PIB, 1990-2007
(exportaciones de bienes como porcentaje del PIB, promedios del periodo)



FUENTES: Haver Analytics; FMI Dirección de Estadísticas de Comercio; FMI, Perspectiva de la Economía Mundial; FMI Estadísticas Financieras Internacionales; y cálculos de los autores.

^a Los datos inician en 1993.

intensificar los lazos comerciales intensifica la sincronización del ciclo económico. Calderón, Chong y Stein (2006) realizaron un estudio completo enfocado en los países en desarrollo y encontraron una relación positiva y significativa entre la intensidad del comercio y el comovimiento del producto entre 147 países durante cuatro décadas. Fiess (2007) analizó América Central y los países industriales y encontró una leve relación positiva entre la intensidad del comercio y el comovimiento del producto. Varios estudios concentrados en la sincronización entre México y EUA desde el inicio del TLCAN han concluido que los vínculos comerciales más estrechos aumentaron el grado de correlación de México con la economía estadounidense.³ Así, uno podría esperar que el creciente grado de integración de América Central con los mercados de productos mundiales pudiera haber tenido como resultado una mayor correlación entre la actividad económica nacional y del exterior, especialmente con la de Estados Unidos. El enfoque específico en volúmenes transados, comovimiento entre los volúmenes de importación de EUA y los volúmenes de exportación de América Central ciertamente señala un aumento en cada país desde los noventa, a pesar de que la correlación promedio de 0.5 está por debajo de la correlación de México de 0.8 (gráfica III).

2. Integración financiera

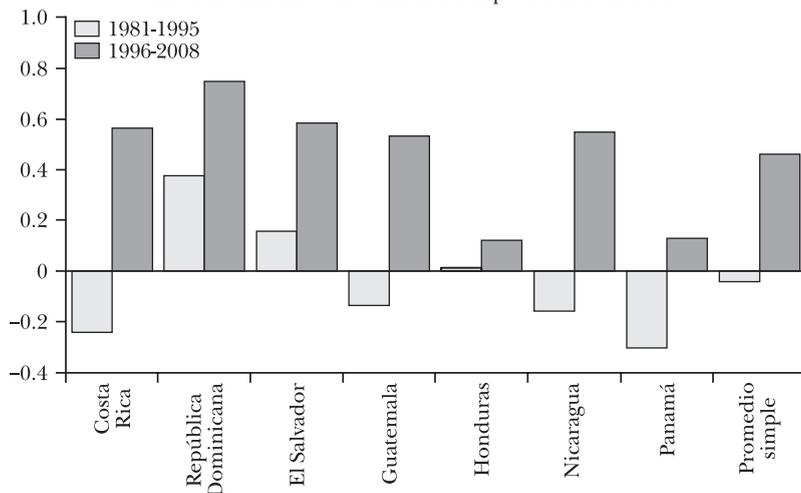
Mientras que los vínculos financieros entre países podrían tener formas diferentes, tres características de los sistemas financieros de América Central tendieron a influir en los canales de transmisión: sus sistemas financieros basados en la banca (en particular la participación de bancos del exterior); su relativamente alta dolarización de activos y pasivos; y la creciente exposición de las economías a los flujos de capital transfronterizos.

Las condiciones financieras en otras regiones pudieron haber

³ Ver, por ejemplo, Torres y Vela (2003); Kose, Meredith, y Towe (2004); Chiquiar y Ramos-Francia (2005); Lederman, Maloney, y Servén (2005); Bergin, Feenstra, y Hanson (2009); Fiess (2007); Sosa (2008); y Swiston y Bayoumi (2008). El estudio más reciente encuentra también que la mayor integración entre EUA y Canadá aumentó la sincronía de los ciclos económicos de esos países.

GRÁFICA III. COMOVIMIENTO DEL VOLUMEN COMERCIAL, 1981-2008

Correlación del crecimiento del volumen de exportaciones de cada país con el crecimiento del volumen de importaciones de EUA



FUENTES: FMI, Panorama Económico Mundial y cálculo del autor.

NOTA: Para Honduras no incluye 1999 debido a los efectos del huracán Mitch.

repercutido en América Central afectando la capacidad de préstamos de instituciones financieras multinacionales (ver Arvai, Driessen y Ötker-Robe, 2009, por ejemplo). Los bancos comerciales son los proveedores de crédito dominantes de la región, lo que explica una mayoría de intermediación financiera significativa en todos los países (Shah *et al.*, 2008; Brenner, 2006). Si bien la participación de instituciones financieras mundiales (aparte de Panamá) era baja durante la primera parte de esta década, los grupos financieros regionales formaron una parte importante del sistema financiero en El Salvador y Nicaragua (Morales y Schipke, 2005). Las adquisiciones extranjeras de bancos regionales y nacionales empezaron a principios del 2004 y los bancos en manos de extranjeros cuentan ahora con cerca de 30% de los activos de bancos comerciales en Costa Rica, Honduras y Nicaragua, y cerca de 90% de los activos en El Salvador. El reciente aumento de propiedad extranjera de las instituciones financieras de la región significa que la influencia de este canal es posiblemente menos evidente en los datos históricos.

La dolarización de activos o pasivos del sistema financiero constituye un canal directo de transmisión de las condiciones

financieras en otras regiones, mayoritariamente EUA. Además, los movimientos en las tasas de interés en EUA debieron cambiar las tasas que prevalecían en los instrumentos denominados en dólares en la región. Panamá ha estado oficialmente dolarizada por cerca de 100 años, mientras que El Salvador se dolarizó oficialmente en el 2001. Los instrumentos dolarizados comprenden la mayoría de activos y pasivos financieros en Nicaragua y cerca de 40% en Costa Rica, con niveles menores de dolarización en República Dominicana, Guatemala y Honduras (cuadro 1). Faltan datos históricos de los activos del sistema financiero, pero al menos la dolarización de pasivos aumentó desde 1990 en toda la región.

CUADRO 1. DOLARIZACIÓN FINANCIERA, 1990-2007 (porcentaje de los activos y pasivos totales)

	<i>Activos</i>		<i>Pasivos</i> ^a		
	2001	2007	1990	2001	2007
Costa Rica	44	43	31	38	43
El Salvador	100	100	4	100	100
Guatemala	25	34	0	5	16
Honduras	19	24	2	30	28
Nicaragua	39	58	40	71	67
Panamá	100	100	100	100	100
República Dominicana ^b	26	19	3	20	26
Promedio simple	50	54	26	52	54

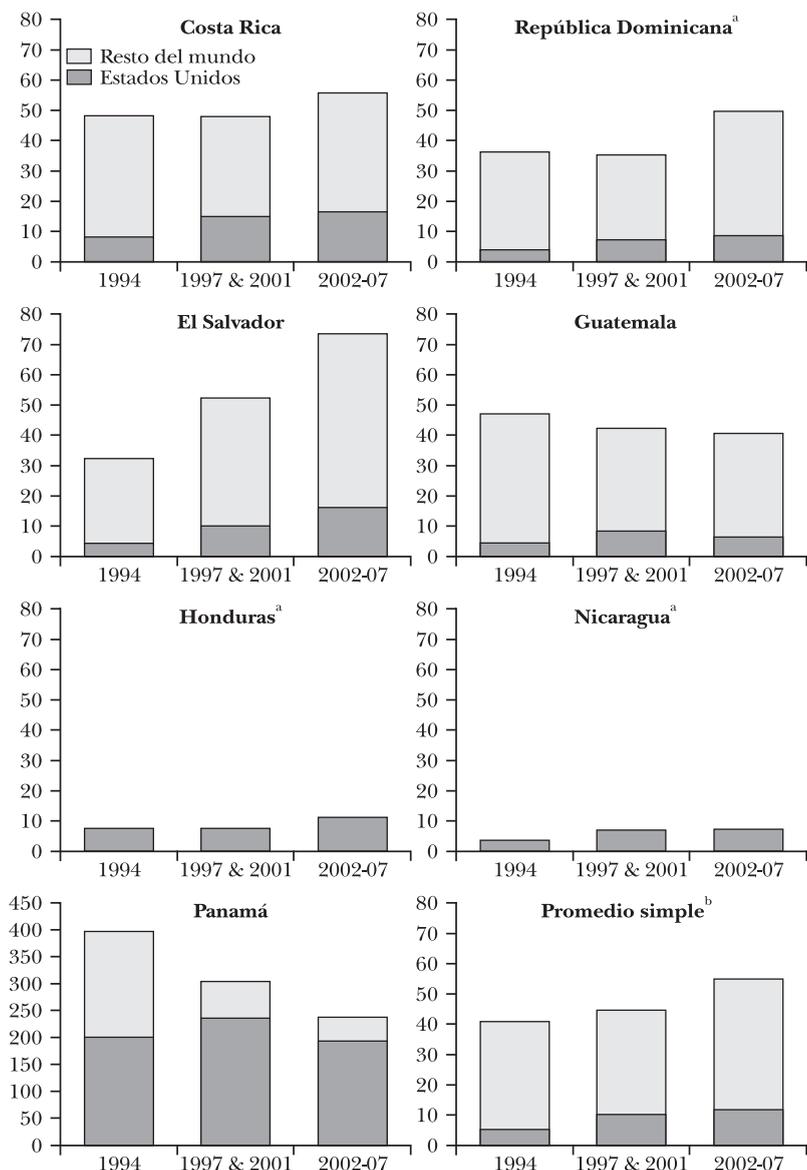
FUENTES: Consejo Monetario Centroamericano (CMCA); Banco Central de la República Dominicana; y Rennhack y Nozaki (2006).

^a Los datos de 1990 se refieren únicamente a depósitos. ^b Únicamente préstamos y depósitos. La columna de 1990 se refiere a datos de 1996.

La integración financiera tal y como se midió por las tenencias de activos internacionales ha ido en aumento desde mediados de los noventa, con pasivos externos promedio que pasaron de 40% a 55% del PIB en la región (gráfica IV).⁴ Los datos de flujos de capital brutos dibujan una imagen similar de integración creciente. La integración financiera parece estar menos centrada en EUA que su comercio, dado que los activos de EUA en América Central sólo comprenden cerca de

⁴ Honduras y Nicaragua están excluidos de la discusión del promedio regional, puesto que hay vacíos en los datos de esos países debido a condonación de la deuda externa.

GRÁFICA IV. INTEGRACIÓN FINANCIERA: MANTENIMIENTO DE ACTIVOS TRANSFRONTERIZOS, 1994-2007 (pasivos financieros externos como porcentaje del PIB, promedio del periodo)



FUENTES: Bureau of Economic Analysis; Tesoro estadounidense; Banco de Pagos Internacionales; Haver Analytics; FMI, Perspectivas de la Economía Mundial; FMI Estadísticas Financieras Internacionales; y cálculos del autor.

^a Las tenencias del resto del mundo no se muestran para Honduras y Nicaragua debido a quiebres en las series por causa del alivio de la deuda. ^b Honduras, Nicaragua y Panamá no se incluyeron en el promedio regional (el último, dado su considerable centro financiero offshore).

20% del total de pasivos externos.⁵ Esto equivale a, en promedio, cerca de 12% del PIB, desde 5% en 1994. La mayor parte de esta inversión está concentrada en inversión extranjera directa (IED) y préstamos bancarios, con tenencias de valores relativamente pequeñas debido a la falta de mercados líquidos y profundos (Shah *et al.*, 2008). La transmisión de la actividad económica por medio de tenencias cruzadas de activos financieros o flujos de capital transfronterizos pudo funcionar de múltiples formas. Por ejemplo, los movimientos de tasas de interés del exterior afectan los pagos de intereses y las opciones financieras del exterior de los agentes en América Central, las fluctuaciones de los precios de acciones del exterior y las tasas de interés alteran la capacidad de las empresas extranjeras para participar en IED, y los flujos de capital han demostrado depender significativamente de las condiciones económicas y financieras de los países avanzados (Reinhart y Reinhart, 2008). Imbs (2006) y Schiavo (2008) encontraron mayores correlaciones del producto en países en donde existe un mayor grado de integración financiera bilateral, tal y como se midió por las tenencias cruzadas de activos financieros.

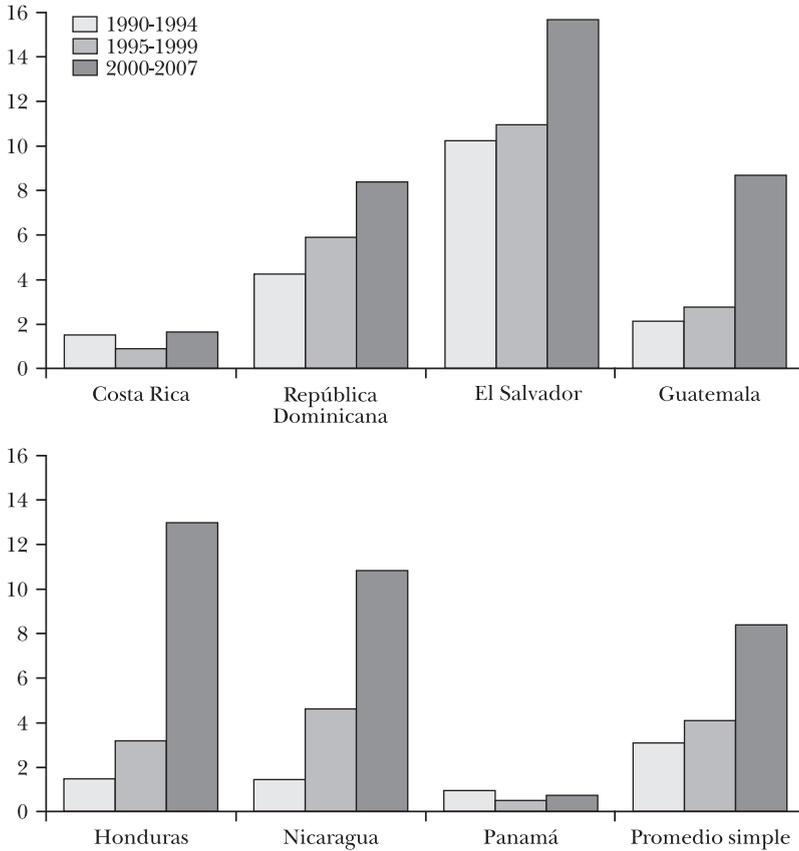
3. Flujos de remesas

La recepción de remesas en América Central ha crecido rápidamente desde el 2000, sobrepasando 8% del PIB en promedio, desde 3% del PIB en la década del noventa (gráfica V). No está disponible un desglose de las series de tiempo de los países fuente, pero Ratha y Shaw (2007) usaron una descomposición geográfica de la residencia de los migrantes, junto con los niveles de ingreso del país anfitrión y del beneficiario, para construir una matriz de flujos de remesas bilaterales. Ellos estimaron que 80% de los flujos de remesas hacia América Central se origina en Estados Unidos (cuadro 2). Los flujos intrarregionales sólo son significativos de Costa Rica hacia Nicaragua.⁶

⁵ Este número puede representar un límite inferior debido al sesgo de centros financieros offshore en los datos de tenencias bilaterales. A finales del 2006, los centros financieros offshore mantenían cerca de 30% de la cartera de pasivos de la región.

⁶ El mejoramiento de la calidad de los datos con el tiempo sería un factor en el aumento medido de los flujos de remesas. Como los costos de

GRÁFICA V. INGRESOS DE REMESAS, 1990-2007 (ingresos de remesas de trabajadores como porcentaje del PIB, promedios del período)



FUENTES: Haver Analytics; FMI, Perspectivas de la Economía Mundial; FMI, Estadísticas Financieras Internacionales; fuentes nacionales; y cálculos del autor.

Si las remesas están ligadas a los niveles de empleo y salarios en el país fuente y mejoran el gasto en el país receptor, entonces proporcionan un vínculo directo positivo entre la actividad económica en el extranjero y en América Central. Sin embargo, esta relación positiva pudo verse compensada,

transferencia de remesas por medio de los canales formales han disminuido, la exactitud de las estadísticas oficiales ha aumentado porque capturan remesas mediante canales formales mejor que lo que lo hacen los canales informales (Banco Mundial, 2005). Este efecto solo ocurrió de forma gradual y por lo tanto, desafortunadamente aparecen en los datos como un aumento ampliado de alta tendencia en las remesas, lo cual complica el análisis de los determinantes y efectos de remesas en mayores frecuencias.

en teoría, por la apreciación del tipo de cambio real del país receptor, o por una reducción en la oferta de trabajo nacional, y no existe consenso en la literatura acerca del efecto de la recepción de remesas sobre la actividad económica en el país receptor (Chami *et al.*, 2008; Sayan, 2006; Banco Mundial, 2005). De esa manera, el papel de los flujos de remesas como un canal de transmisión para el efecto derivado de la actividad económica es un tema para investigación empírica.

CUADRO 2. FLUJOS DE REMESAS EN RATHA Y SHAW (fuente de entradas de remesas en el 2005, como porcentaje del total)

	<i>Estados Unidos</i>	<i>Otros de América Central</i>
Costa Rica	74	7
El Salvador	88	2
Guatemala	87	1
Honduras	89	3
Nicaragua	61	30
Panamá	81	5
República Dominicana	80	0
Promedio simple	80	7

FUENTE: Ratha y Shaw (2007).

La evidencia empírica sobre la existencia de un vínculo entre la actividad económica del país fuente y las salidas de remesas es combinada. Roache y Gradzka (2007) encuentran poco respaldo para un fuerte vínculo entre los ciclos económicos agregados de EUA y las remesas hacia América Central o Sudamérica. En un nivel macro, la correlación entre el crecimiento real en la recepción de remesas y el crecimiento real del PIB en América Central es sólo de 0.1. Magnusson Bernard (2009) se enfoca en las remesas a México y El Salvador y los indicadores de actividad en estados de EUA con altas concentraciones de inmigrantes de esos países y encuentra una relación positiva entre las condiciones económicas a nivel de estado y las recepciones de remesas de esos países.

De manera similar, los efectos de las remesas en el crecimiento del país receptor, tal como lo reseñaron Chami *et al.* (2008), tampoco son claras. Estos autores no tuvieron éxito para encontrar un fuerte impacto en un marco de regresión de crecimiento, mientras que Sayan (2006) encuentra que los ingresos son generalmente acíclicos con respecto a la actividad

económica en el país receptor. La recesión y recuperación mundial pueden arrojar más luz tanto sobre el papel de las condiciones del país fuente como del impacto de las remesas en el país de destino, dado que, previo a este episodio, la variación cíclica de los datos oficiales se vio opacada por el cambio estructural ascendente del nivel de los flujos de remesas.

III. COMOVIMIENTO DEL CICLO ECONÓMICO

Esta sección establece los hechos estilizados del comovimiento del ciclo económico entre los países centroamericanos y entre éstos y EUA. Generalmente se ha realizado trabajo previo con los datos anuales del PIB real, con cierto uso de indicadores mensuales de actividad. El uso de datos anuales o mensuales, tiene su desventaja. El primero descarta las dinámicas dentro del año, opaca los rezagos de transmisión y requiere ampliar las series de tiempo del pasado para agregar grados de libertad. Esto significa que el análisis podría no capturar las relaciones más recientes suscitadas por cambios en la estructura de estas economías y por el aumento en la integración. En el otro extremo, los datos mensuales son ruidosos y pueden ser inconsistentes con los datos anuales.

El presente estudio reconcilia estas dificultades utilizando datos trimestrales del PIB real para la mayoría de países de la región, en vista de que las series son lo suficientemente largas para realizar análisis econométricos. Para los países que no publican PIB reales trimestrales, como Guatemala y Honduras, se utilizó el índice mensual de actividad económica (IMAE) para construir un perfil trimestral del PIB real que fuera consistente con la tasa anual de crecimiento real.⁷ Aunque las series no siempre cubren todos los sectores de la economía, son volátiles y no están perfectamente correlacionadas con el crecimiento anual del PIB real, permiten una exploración más intensa del pasado reciente y de una estructura de rezago más rica en el análisis, al mismo tiempo que permiten que los resultados se expresen en los términos generalmente

⁷ Panamá genera el PIB real trimestral desde el 2003. Los datos se extendieron hacia atrás hasta 1999 con la utilización de su IMAE, y hasta 1992 se utilizó índice de producción de manufactura.

entendidos de crecimiento del PIB real. En el Apéndice se incluyen más detalles de la transformación de estas series mensuales.

1. Trabajo previo sobre los ciclos económicos centroamericanos

Kose, Rebucci y Schipke (2005) documentan una correlación cada vez mayor entre el crecimiento anual del PIB real del CAFTA-DR y estadounidense, incluso antes de la negociación del tratado. Con la utilización de un vector autorregresivo (VAR) que incluyó los PIB reales de EUA, México y CAFTA-DR, ellos encontraron que, en promedio, los choques externos explican un trimestre y los choques regionales la mitad de la volatilidad entre los países de la región. Además utilizan un modelo de equilibrio general para predecir que el CAFTA-DR provocaría un aumento significativo en los efectos de los choques de EUA en la región. Iraheta (2008) estima un VAR similar pero encuentra que los choques nacionales son más importantes que los regionales o extrarregionales. La elasticidad promedio de la actividad en la región es de alrededor de 0.4 para choques en EUA y de 0.2 para choques en alguna otra parte de la región.

Fieiss (2007) presenta medidas de sincronización del ciclo económico entre los países centroamericanos al igual que vínculos con países industrializados y otros países latinoamericanos. Mediante el uso de datos anuales filtrados de 1965-2005, él encuentra correlaciones significativas que van de 0.4 a 0.6 entre Costa Rica, El Salvador, Guatemala y Honduras. Algunos de estos comovimientos regionales representan una respuesta común para la actividad de EUA, con lo cual, las correlaciones de crecimiento de la región se sitúan entre 0.5 y 0.7.⁸ Fieiss estima la elasticidad de la actividad económica en la región para los ciclos de EUA y encuentra que aumentó desde 1990 para todos los países con excepción de Honduras. De 1990 al 2005 un aumento de 1% en la actividad de EUA incrementó el crecimiento en más que un punto porcentual en

⁸ Realiza además un análisis espectral de datos de actividad económica mensual desde 1995. Toda la coherencia entre los países centroamericanos y entre la región y los Estados Unidos se sitúa entre 0.3 y 0.6.

Costa Rica y Panamá, 0.7% en Guatemala y entre 0.4 y 0.5% en El Salvador, Honduras y Nicaragua.

Roache (2008), quien utilizó datos anuales sin filtrar para Centro América y Panamá de 1950 al 2006, encontró correlaciones menores pero aún así evidencia de vínculos entre Costa Rica, El Salvador y Guatemala, incluso cuando se controlan para el ciclo de EUA. Él descompone cada PIB real de país en tendencias y componentes cíclicos usando el modelo del ciclo común de Vahid y Engle (1993) y proporciona evidencia de la existencia de cuatro tendencias comunes y tres ciclos comunes entre los siete países (incluyendo Estados Unidos), aunque los componentes estimados de tendencia son altamente volátiles. Este método produce correlaciones cíclicas promedio con Estados Unidos de 0.7 desde 1950 y 0.8 desde 1995. Las correlaciones promedio entre los países centroamericanos son 0.5 a 0.6. Roache (2008) utiliza los componentes de tendencia y cíclicos resultantes para estimar elasticidades para crecimiento cíclico y de tendencia de EUA durante el periodo 1950-2006 mediante mínimos cuadrados ordinarios. La elasticidad cíclica promedio es 0.5 y la elasticidad de la tendencia promedio es 0.1. Sin embargo, la interpretación de la elasticidad general con respecto a la actividad de EUA es complicada por la descomposición del crecimiento en sus componentes cíclicos y de tendencia, y la gran contribución del crecimiento de la tendencia a la volatilidad expresa cierta incertidumbre en la interpretación de la descomposición.

Por lo regular, estos estudios han encontrado que la sincronización entre los países de la región es moderada, pero no aumenta a los niveles vistos para áreas más altamente integradas, como dentro de la zona del euro o entre México y Estados Unidos (ver Kim y Papi, 2005). Los vínculos con la actividad de EUA parecen haberse hecho más fuertes desde mediados de los noventa, incluso antes de la negociación de los TLC de EUA, aunque Baroni (2008) indica que parte del aumento de la correlación se puede atribuir a la finalización de los conflictos armados que se experimentaron en los años ochenta.

2. Influencia del ciclo de EUA

A pesar de los considerables vínculos de la región con Estados

Unidos, la correlación de la actividad económica con el crecimiento de EUA es relativamente baja –con un promedio de 0.17 para datos anuales desde 1950 y muy similar desde 1995 (cuadro 3). Las correlaciones de los datos trimestrales desde 1995 están por debajo de otros países con fuertes vínculos con EUA –0.43 para la zona del euro, 0.71 para Reino Unido, 0.67 para Canadá, y 0.60 para México.⁹

Las economías de la región parecen moverse más estrechamente con la producción industrial de EUA que el PIB de EUA. Esto es razonable dada la importancia para la economía de EUA de las industrias de servicios cuyo producto se basa menos en bienes transables, mientras que la producción industrial se centra en sectores de la economía que se basan más fuertemente en insumos transados, lo cual debería afectar más directamente las importaciones de América Central. Como se esperaría, las fluctuaciones de la actividad de EUA tienen un mayor impacto en las exportaciones de la región que en otras áreas de la economía, con correlaciones importantes entre la producción industrial de EUA las exportaciones reales desde 1995 para Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, y Guatemala.¹⁰

3. Sincronización de los ciclos centroamericanos

El periodo a principios de los setenta estuvo marcado por un fuerte crecimiento en promedio y por la más alta volatilidad de un año a otro para la mayoría de los países de la región (cuadro 4, gráfica VI). Hubo una fase de contracción generalizada a principios de los años ochenta que coincide con una recesión por partida doble en Estados Unidos, la crisis de deuda latinoamericana y el inicio del conflicto armado en algunos países. El crecimiento siguió siendo moderado hasta los noventa, cuando la actividad comenzó a expandirse a una tasa que excedió el promedio de largo plazo en medio

⁹ Factores idiosincrásicos del país como desastres naturales o crisis bancarias o monetarias explican algunas de las bajas correlaciones, pero aún ajustando esos factores el comovimiento del ciclo económico permanece por debajo de los niveles vistos para los otros países mencionados aquí.

¹⁰ No obstante, aquí el análisis se enfoca en el PIB real, dada su importancia como una variable de política y la mayor disponibilidad de los pronósticos del PIB real.

CUADRO 3. CORRELACIONES DE CRECIMIENTO DEL PIB REAL CON ESTADOS UNIDOS, 1951-2008

	GRI	DOM	SLV	GTM	HND	NIC	PAN	Promedio simple	PPP-agregado ponderado
<i>1951-2008, anual</i>									
PIB real de EUA	0.33	-0.13	0.36	0.16	0.43	0.06	-0.02	0.17	0.26
IP de EUA	0.34	-0.08	0.39	0.31	0.48	0.11	0.08	0.23	0.36
<i>1995-2008, anual</i>									
PIB real de EUA	0.35	0.25	0.11	-0.08	-0.21	0.58	0.09	0.15	0.20
IP de EUA	0.36	0.42	0.44	0.15	-0.01	0.54	0.20	0.30	0.41
<i>Datos trimestrales, 1995-2008, interanual</i>									
PIB real de EUA	0.29	0.11	0.05	0.14	-0.20	0.25	0.33	0.11	0.16
IP de EUA	0.32	0.27	0.39	0.14	0.06	0.25	0.39	0.24	0.36
<i>Exportaciones reales, 1995-2008, anual</i>									
PIB real de EUA	0.63	0.67	0.46	0.36	-0.18	0.23	0.12	0.33	0.49
IP de EUA	0.67	0.78	0.64	0.58	0.10	0.41	0.01	0.46	0.73

FUENTE: Cálculos del personal del FMI.

NOTAS: Los coeficientes en negritas son estadísticamente significativos al nivel de 5%. IP se refiere al índice de producción industrial.

de un ambiente nacional y externo estable. La desaceleración a inicios de esta década fue menos pronunciada pero aún así afectó a todos los países. Desde mediados de los noventa, la volatilidad por cualquier medio se redujo en todos los países y los resultados negativos han sido menos frecuentes. Las cifras anuales durante el 2008 muestran sólo la ola inicial del impacto de la recesión mundial, dado que las economías de la región no se vieron fuertemente afectadas sino hacia finales del año.

CUADRO 4. VOLATILIDAD DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO, 1951-2008

	1951-2008	1951-1973	1974-1994	1995-2008
Costa Rica	5.4	7.2	4.4	3.3
El Salvador	3.1	3.4	3.4	1.7
Guatemala	2.4	2.9	2.4	1.3
Honduras	4.3	4.8	4.7	3.2
Nicaragua	7.2	5.1	10.7	2.0
Panamá	4.5	3.9	5.9	3.3
República Dominicana	7.3	10.5	5.2	3.6
Promedio simple	4.9	5.4	5.2	2.6

FUENTE: Cálculos del personal del FMI.

NOTA: Desviación estándar del cambio en el crecimiento anual del PIB real.

El cuadro 5 muestra las correlaciones de crecimiento del PIB real en la región. De forma consistente con Roache (2008) y Fiess (2007), las correlaciones entre países promedian sólo cerca de 0.2 en la muestra completa. La sincronización ha sido mayor desde 1995 pero la correlación promedio sigue siendo sólo de 0.3, en promedio. Los datos trimestrales muestran las correlaciones estadísticamente significativas entre muchos países de la región, donde los ciclos más idiosincrásicos son de Honduras y Nicaragua.

Dado este patrón de vinculaciones, una porción sustancial de los movimientos comunes en los ciclos económicos centroamericanos podría ser el resultado de respuestas similares a choques externos. Tanto Fiess (2007) como Roache (2008) hacen una regresión del crecimiento centroamericano sobre el crecimiento de EUA y demuestran que las correlaciones entre la región son menores excluyendo el efecto de EUA, pero que la actividad en cualquier otra parte de la región sigue siendo un determinante relevante de crecimiento para muchos países.

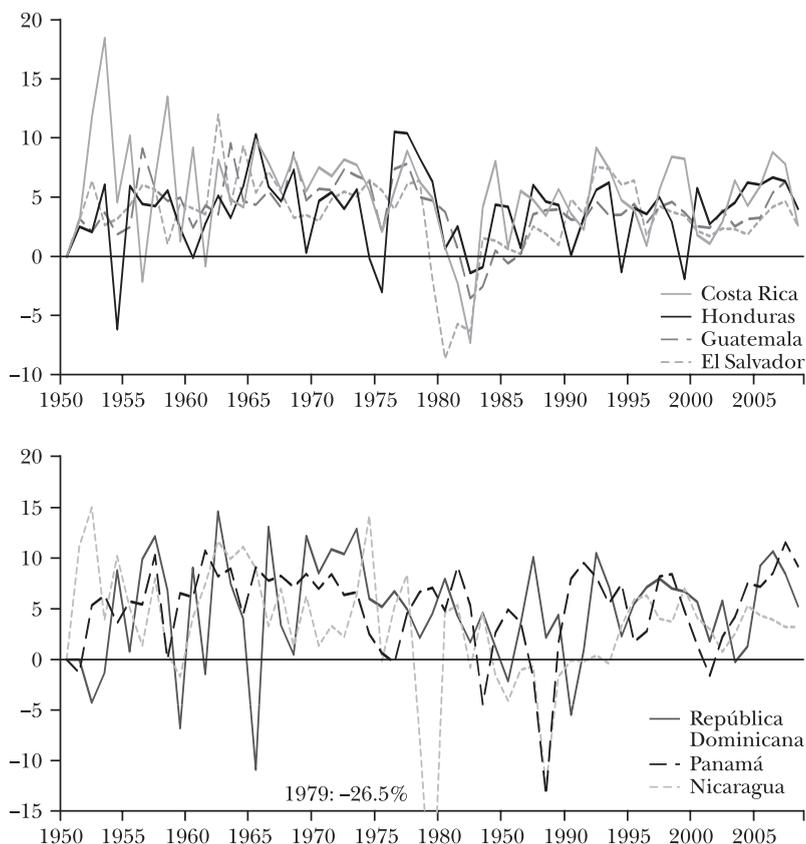
CUADRO 5. CORRELACIONES DE CRECIMIENTO DEL PIB REAL EN AMÉRICA CENTRAL, 1951-2008

	<i>CRI</i>	<i>DOM</i>	<i>SLV</i>	<i>CTM</i>	<i>HND</i>	<i>NIC</i>	<i>PAN</i>
<i>1951-2008, anual</i>							
Costa Rica							
República Dominicana	0.08						
El Salvador	0.43	0.16					
Guatemala	0.30	0.30	0.45				
Honduras	0.35	-0.02	0.24	0.47			
Nicaragua	0.14	0.12	0.34	0.11	-0.14		
Panamá	0.12	0.05	0.17	0.26	0.12	0.20	
Promedio simple	0.24	0.12	0.30	0.32	0.17	0.13	0.15
<i>1995-2008, anual</i>							
Costa Rica							
República Dominicana	0.40						
El Salvador	0.52	0.48					
Guatemala	0.63	0.63	0.73				

Honduras	-0.03	0.14	0.07	0.21		
Nicaragua	0.07	0.17	0.21	-0.09	-0.33	
Panamá	0.66	0.46	0.32	0.70	0.34	-0.02
Promedio simple	0.37	0.38	0.39	0.47	0.07	0.00
<i>Datos trimestrales, 1995-2008, año por año</i>						
Costa Rica						
República Dominicana	0.33					
El Salvador	0.53	0.42				
Guatemala	0.32	0.45	0.25			
Honduras	0.00	0.05	0.04	0.00		
Nicaragua	0.26	0.06	0.31	-0.01	-0.11	
Panamá	0.56	0.25	0.26	0.36	0.32	0.08
Promedio simple	0.29	0.26	0.31	0.20	0.00	0.10
<hr/>						

FUENTE: Cálculos del autor

NOTA: Los coeficientes en negritas son estadísticamente significativos al nivel de 5%.

GRÁFICA VI. CRECIMIENTO DEL PIB REAL, 1950-2005 (cambio porcentual anual)

FUENTES: FMI, Estadísticas Financieras Internacionales; FMI, Perspectivas de la Economía Mundial; Indicadores de desarrollo del Banco Mundial; y cálculos del autor.

IV. EFECTOS DE LOS CHOQUES EXTERNOS

Esta sección comunica los intentos por tratar de identificar la respuesta de actividad económica centroamericana a los choques externos. El trabajo previo se ha enfocado en gran parte en los efectos de los choques de EUA sobre América Central, en modelos en los cuales Estados Unidos fue tratado como el *resto del mundo*. El presente estudio extiende el análisis a otras regiones por dos razones. Primero, aun cuando los vínculos de EUA predominen, se puede esperar que las fluctuaciones en otras partes afecten también a América Central,

especialmente puesto que los vínculos financieros y comerciales con otras regiones han aumentado en décadas recientes. Segundo, el marco de país pequeño-país grande utilizado en estudios anteriores no tiene éxito para controlar los efectos que otras regiones, o choques mundiales exógenos, pudieron tener en Estados Unidos, revelando la posibilidad de sesgos variables omitidos.

1. Datos y metodología estructural VAR

Tal y como se indicó, el análisis en este estudio hace uso de un marco de vectores autorregresivos estructurales (SVAR). La ventaja principal de un análisis basado en SVAR comparado con otras metodologías es su capacidad de incorporar interdependencias entre las variables. Los movimientos comunes del crecimiento económico podrían resultar de las contribuciones de choques mundiales, respuestas similares a choques en otras regiones, o a choques idiosincrásicos de país que resultan estar correlacionados. En un escenario en el que múltiples regiones afectan la actividad en América Central, el SVAR toma en cuenta las interacciones entre esas regiones y, de esa manera, le sigue la pista a cada choque hasta la fuente apropiada. Se incluyen rezagos para permitir la transmisión de choques en periodos previos, el sistema de ecuaciones en análisis se convierte en:

$$(1) \quad X_t = \sum_{i=1}^m A_i X_{t-i} + v_t.$$

Donde X es un vector que incluye el crecimiento del PIB para cada región, A es un vector de coeficientes, v es un vector de términos de error, y m es el número de rezagos en el sistema. Los coeficientes de A pueden establecerse en cero, de manera que no haya impacto directo de la actividad económica entre regiones particulares.

Una dificultad no encontrada en los mínimos cuadrados ordinarios o un marco de país pequeño-país grande es la identificación de la fuente de correlación contemporánea entre países.¹¹ El SVAR en la ecuación (1) establece las relaciones

¹¹ En cualquiera de los casos, el analista tiene que hacer una suposición

entre los valores actuales y pasados de las variables en el sistema, pero no identifica relaciones entre variables del periodo actual. Con el objeto de obtener estimaciones de la respuesta de una variable dado un choque sobre una de las otras variables en el sistema, es necesario descomponer los movimientos contemporáneos entre variables en choques para esa variable y respuestas a choques para otras variables durante el mismo periodo, al igual que para los choques rezagados.

El presente estudio utiliza las descomposiciones de Cholesky para determinar los impulsores de la correlación contemporánea entre países. Esta técnica asume que la correlación entre dos variables es generada por la variable ordenada primero en el SVAR (ver Sims, 1980). Una vez que los choques son ortogonalizados con esta técnica, los coeficientes del SVAR se aplican para calcular la función impulso-respuesta –la senda de tiempo de la respuesta de una variable a un choque para cualquier otra variable. Trabajos previos han resaltado la importancia de choques de EUA para la actividad económica en otras regiones con poca retroalimentación en la otra dirección (Bayoumi y Swiston, 2009). Esto, junto con la participación dominante del comercio y las vinculaciones financieras de EUA antes mencionada, justifica colocar a Estados Unidos de primero en el ordenamiento. El ordenamiento entre las otras regiones se basa en su peso dentro de la economía mundial pero los resultados para América Central no fueron sensibles a la variación en el ordenamiento de estas regiones.

Dados los patrones de integración descritos anteriormente, el sistema (1) incluye cuatro regiones principales:

- i)* Estados Unidos;¹²
- ii)* economías avanzadas excepto Japón (Australia, Canadá, Dinamarca, zona del euro, Nueva Zelanda, Noruega, Suecia, Suiza, y Reino Unido);
- iii)* Asia incluyendo Japón (incluye también a China, Hong Kong, India, Indonesia, Corea, Malasia, Filipinas, Singapur, Taiwán–provincia de China, y Tailandia);

explícita o implícita que está reflejada en la estructura del modelo.

¹² Los resultados no son sensibles al colocar a los Estados Unidos detrás del agregado de economías avanzadas.

iv) Países grandes emergentes del hemisferio occidental (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú, y Uruguay).

Los agregados del hemisferio occidental y asiático están contruidos ponderando las tasas de crecimiento de los países individuales por sus PIB con la paridad del poder adquisitivo (PPP). Una de las funciones del agregado de las economías avanzadas es representar por un choque global; sin embargo un enfoque de PPP daría a la zona del euro un peso de dos tercios y abrumaría la variación en otros países. Para evitar esto, las tasas de crecimiento de cada país fueron ponderadas por igual. Aunque un pico en la tasa de crecimiento en un país individual pueda ser visto como el resultado de un choque idiosincrásico del país, es más probable que un movimiento sincrónico generalizado capture factores globales –o, en el caso de los agregados del hemisferio occidental y asiático, factores regionales.¹³ Es posible asumir con toda seguridad que América Central no impulsa la actividad económica de las otras regiones aquí incluidas, por lo que siempre se le acomoda de último en el SVAR, y su impacto en otras regiones se fija en cero restringiendo los coeficientes apropiados en el modelo.

Los SVAR se realizan sobre el crecimiento trimestral del PIB global desde 1994, con el largo de la muestra limitado por la disponibilidad de series trimestrales del PIB real o indicadores de actividad de alta frecuencia para los países centroamericanos¹⁴ El uso de datos trimestrales es importante para capturar vinculaciones en el año, así como para proporcionar suficientes grados de libertad para la estimación. Aunque la muestra es aún pequeña, esto no minimiza el riesgo de cambio estructural en las relaciones económicas en análisis. Los

¹³ Asia y el hemisferio occidental solo pueden tener un impacto directo en los países centroamericanos en análisis cuando justifican 5% o más del comercio de bienes con el país en cuestión. El supuesto no afecta los resultados en gran medida pero minimiza la posibilidad de correlaciones falsas.

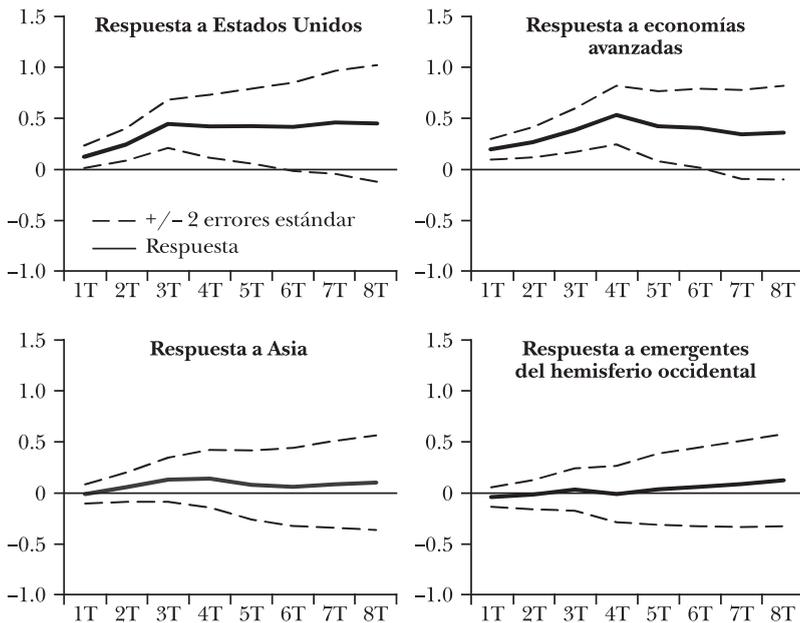
¹⁴ Se utilizaron datos de las tasas de crecimiento trimestrales ajustados por estacionalidad. Esto evita la introducción de cualquier sesgo relacionado con la eliminación de la tendencia de los datos. En tanto no hubo alguna evidencia de cointegración de la actividad económica entre regiones, estimaciones que usaban los modelos de corrección de error no fueron diferentes de los señalados aquí.

resultados de las pruebas estándar variaron por país, en general se seleccionó en cualquier parte entre uno y cuatro rezagos, pero se incluyeron cuatro rezagos en todas las pruebas realizadas por aspectos de uniformidad, al igual que los supuestos *a priori* acerca de la cantidad de tiempo necesaria para la transmisión de choques entre regiones. El periodo de estimación de los modelos se extiende de ese modo desde el segundo trimestre de 1995 hasta el segundo trimestre del 2009.

2. Respuesta de la actividad centroamericana a choques externos

La gráfica VII muestra las funciones de impulso-respuesta que trazan el impacto acumulado del PIB real centroamericano de choques de una desviación estándar al PIB real en las regiones más importantes. Igualmente se muestran las bandas de error estándar que abarcan el intervalo de confianza de 95%.

GRÁFICA VII. EFECTOS DERIVADOS DEL PIB REAL DE LAS PRINCIPALES REGIONES (respuesta acumulada, en puntos porcentuales, a una desviación estándar del choque)



FUENTE: Cálculos del autor.

Un choque positivo de una desviación estándar para el PIB real de EUA está asociado con un aumento gradual y estadísticamente significativo de la actividad de América Central y agrega cerca de 0.5% al PIB real en el año posterior al choque. Dado que el choque habitual de EUA es ligeramente menor al 0.5% del impacto y promedia 0.6% durante el primer año, la elasticidad del ciclo centroamericano al ciclo de EUA es 0.8%, ligeramente más alto que las estimaciones de Roache (2008). La naturaleza gradual de la transferencia de la actividad de EUA a América Central pone de relieve la importancia tanto de los acontecimientos actuales como pasados de EUA en el panorama de la región.

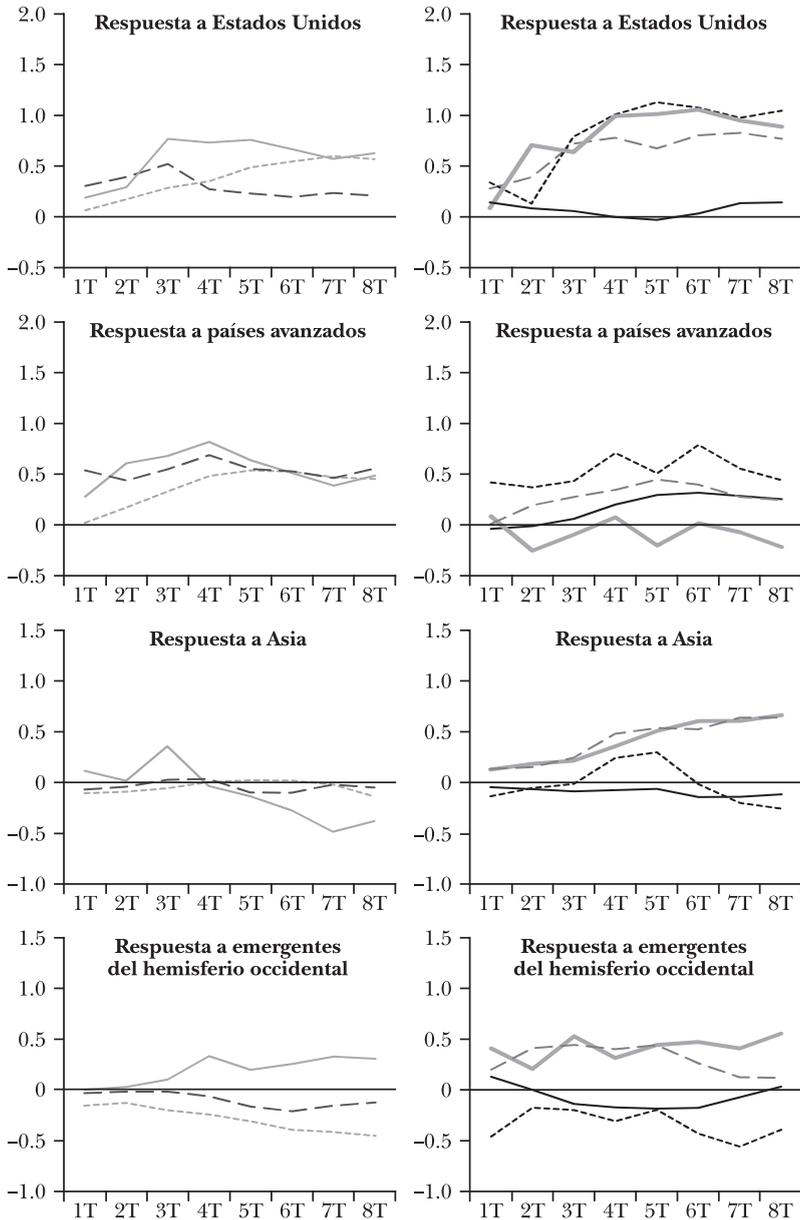
Los choques para otras economías avanzadas tienen un efecto similar sobre la actividad centroamericana, éstos alcanzan un acumulado de 0.5% cuatro trimestres después del choque inicial. Su impacto también es estadísticamente significativo. La respuesta centroamericana a los choques asiáticos y del hemisferio occidental es menor y no es significativa. Las especificaciones que incluyen sólo los países del CAFTA-DR o sólo países del CAFTA dieron resultados similares.

3. Efectos derivados para los países centroamericanos individualmente

Los efectos derivados para los países individuales de la región se estiman utilizando la misma metodología, pero se amplió el número de países o regiones en análisis a seis. Cada país centroamericano individual se coloca de último en un SVAR, con las cuatro regiones principales restantes igual, y la quinta región que comprende un agregado ponderado por paridad del poder adquisitivo de los otros países centroamericanos. La gráfica VIII muestra las respuestas sin bandas de error estándar pero la importancia estadística está anotada abajo cuando aplica.

Los resultados sugieren que un choque positivo de una desviación estándar para la economía de EUA aumenta la actividad en alrededor de un punto porcentual en Nicaragua y Panamá; entre 0.5 y 1 punto más o menos en Costa Rica, El Salvador y Honduras; y en montos menores en República Dominicana y Guatemala. Estos efectos derivados son estadísticamente significativos en varios horizontes para Costa Rica,

GRÁFICA VIII. EFECTOS DERIVADOS DEL PIB REAL A PAÍSES INDIVIDUALES
(respuesta acumulada, en puntos porcentuales, a una desviación estándar del choque)



— Costa Rica - - República Dominicana ···· Nicaragua - · - Panamá
 - - - El Salvador - - - Honduras — Guatemala

FUENTE: Cálculos del autor.

El Salvador, Honduras, Nicaragua, y Panamá. El impacto total tiende a construirse dentro de los pocos primeros trimestres del choque y a estabilizarse de ahí en adelante.

Un choque de una desviación estándar para otros países avanzados cambia la actividad entre 0.5 y 1 punto en los países centroamericanos excepto en Guatemala y Honduras, donde el impacto es ligeramente menor, y en Panamá, en donde el impacto es nulo. Los efectos derivados son estadísticamente significativos fuera de Honduras y Panamá. Honduras y Panamá son las únicas economías sensibles a Asia, aunque el último no es estadísticamente significativo. En el caso de Honduras esto es más probable por el acontecimiento del huracán Mitch varios trimestres después de que la crisis asiática comenzara a golpear el crecimiento (ver Baroni, 2008). Costa Rica, Panamá, y al menos por una vez, Honduras, se ven afectados positivamente por la actividad en alguna parte del hemisferio occidental, pero no existen respuestas que sean estadísticamente significativas por más de un breve periodo.

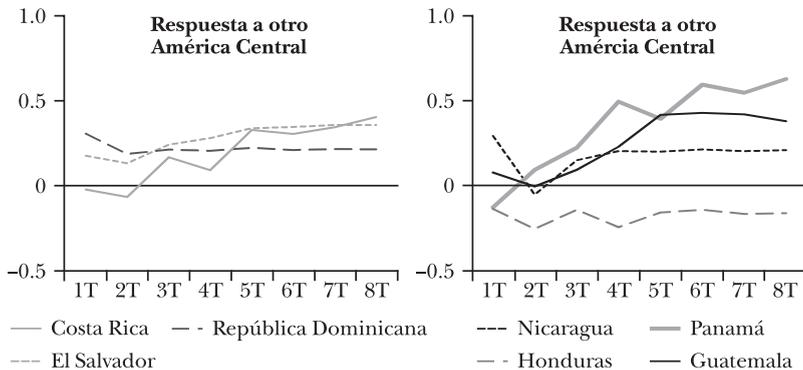
4. Efectos derivados en América Central

El SVAR 6x6 siempre permite un examen del impacto de los acontecimientos en el resto de la región en cada país individual, lo cual es relevante dada la importancia de vínculos financieros y de comercio intrarregionales. La correlación entre la actividad económica en un país individual y el resto de la región centroamericana se atribuye primero a los efectos comunes de los choques de EUA y luego a los efectos de las alteraciones entre otras regiones importantes. La correlación restante, una vez que se han explicado los efectos, se atribuye luego a choques regionales.

Mientras que los efectos derivados de las regiones principales generan una proporción significativa del comovimiento entre las economías de la región, existe al mismo tiempo evidencia de un ciclo económico común a nivel regional más allá de la respuesta común a choques externos. La gráfica IX presenta las respuestas de la actividad de cada país al agregado regional (excluyendo ese país en particular). Los efectos derivados de la actividad en alguna otra parte de la región son notorios en todos los países excepto para Honduras. Para Costa Rica, República Dominicana, El Salvador,

Guatemala, y Nicaragua, un choque de una desviación estándar para el resto de la región produce una respuesta que va de 0.2% a 0.4% después de dos años. Las respuestas de El Salvador y Guatemala al resto de la región son estadísticamente significativas.

GRÁFICA IX. EFECTOS DERIVADOS DEL PIB REAL DENTRO DE AMÉRICA CENTRAL (respuesta acumulada, en puntos porcentuales, a una desviación estándar del choque)



FUENTE: Cálculos del autor.

5. Impulsores geográficos de ciclos económicos centroamericanos

Las descomposiciones de la varianza del crecimiento del PIB real se realizaron utilizando las estimaciones anteriores del SVAR 6x6. Estas descomposiciones atribuyen la variación de la actividad nacional a la región de donde se originaron las fluctuaciones. Los choques externos contribuyen, en promedio, en cerca de la mitad de la variación de la actividad centroamericana en un horizonte de dos años, que va desde 25% para República Dominicana a cerca de la mitad para Costa Rica, El Salvador y Panamá (cuadro 6). Los choques para la región centroamericana son responsables de 9% de la variación del ciclo económico, en promedio, con El Salvador y Guatemala más dependientes de eventos regionales. Los choques nacionales son responsables de aproximadamente 40% a 50% del ciclo típico del país, con una contribución menor en las economías dolarizadas oficialmente, El Salvador y Panamá. Sin embargo, no existe evidencia clara de los efectos de la dolarización sobre la volatilidad macroeconómica dado que

El Salvador se clasifica como el segundo más bajo en volatilidad mientras que Panamá es el segundo más alto.

CUADRO 6. DESCOMPOSICIONES DE LA VARIANZA DEL PIB REAL

	<i>Participación de la varianza en ocho trimestres explicado por:</i>			<i>Desviación estándar del crecimiento del PIB real</i>
	<i>Choques externos</i>	<i>Choques regionales</i>	<i>Choques nacionales</i>	
Costa Rica	54	6	40	1.08
El Salvador	51	12	37	0.45
Guatemala	37	17	46	0.43
Honduras	43	5	52	0.72
Nicaragua	40	6	54	1.38
Panamá	66	11	24	1.15
República Dominicana	25	5	70	0.57
Promedio simple	45	9	46	0.83
PPP-agregada ponderada	56	...	44	0.46

FUENTE: Cálculos del autor.

6. Elasticidades de la actividad centroamericana a choques externos

La función de impulso-respuesta presentada anteriormente pone de manifiesto la senda temporal del impacto de choques de una desviación estándar. Estos resultados se pueden usar para calcular la elasticidad del crecimiento interno con respecto al crecimiento externo (cuadro 7). Las cifras que se incluyen se escogieron con fines de comparación entre los pronósticos anuales. De ese modo, como punto de partida se tomó un choque de un punto porcentual para el crecimiento anual del PIB real en un año, del cual se calcularon tres elasticidades: la respuesta promedio del año uno; la respuesta adicional rezagada del año dos; y el efecto total del nivel de actividad económica en dos años.

Un choque positivo de un punto porcentual para el crecimiento anual en Estados Unidos provocó, en promedio, un aumento del crecimiento en el año uno de 0.7% en promedio, con el impacto que va de 0.1 en Guatemala a 1.0 en Panamá. Los efectos rezagados también resultaron relevantes fuera de República Dominicana y Guatemala, lo que aumentó el impacto en la región de 1.0 en un periodo de dos años. Las

CUADRO 7. ELASTICIDADES DE LA ACTIVIDAD CENTROAMERICANA A CHOQUES EXTERNOS

	<i>CRI</i>	<i>DOM</i>	<i>SLV</i>	<i>GTM</i>	<i>HND</i>	<i>NIC</i>	<i>PAN</i>	<i>PPP-ponderada agregada</i>
<i>Año uno</i>								
Estados Unidos	0.8	0.6	0.3	0.1	0.9	0.9	1.0	0.5
Países avanzados	1.6	1.4	0.7	0.1	0.5	1.3	-0.1	0.9
América Central	0.1	0.6	0.6	0.3	-0.5	0.4	0.5	...
<i>Año dos (marginal)</i>								
Estados Unidos	0.3	-0.3	0.5	0.0	0.4	0.8	0.6	0.2
Países avanzados	-0.2	-0.1	0.6	0.6	0.4	0.2	-0.2	0.1
América Central	0.8	0.0	0.4	0.8	0.1	0.2	1.0	...
<i>Total</i>								
Estados Unidos	1.1	0.3	0.9	0.1	1.2	1.7	1.6	0.7
Países avanzados	1.3	1.4	1.3	0.7	0.9	1.5	-0.3	1.0
América Central	0.9	0.6	0.9	1.1	-0.4	0.6	1.4	...

FUENTE: Cálculos del autor.

elasticidades aquí obtenidas, en promedio son ligeramente más altas que las obtenidas por Roache (2008; ver cuadro 5), mientras que existe alguna variación en los resultados por país.¹⁵

Un choque de economía avanzada de 1% es considerable, sumando tres desviaciones estándar en ese periodo, contra dos desviaciones estándar para Estados Unidos. Los efectos de tal choque son habitualmente de carga frontal y terminan teniendo un impacto importante en todos los países excepto en Panamá. Un choque centroamericano tiene efecto sobre todos los países excepto Honduras, con los efectos más prolongados que los de un choque de EUA o de una economía avanzada.

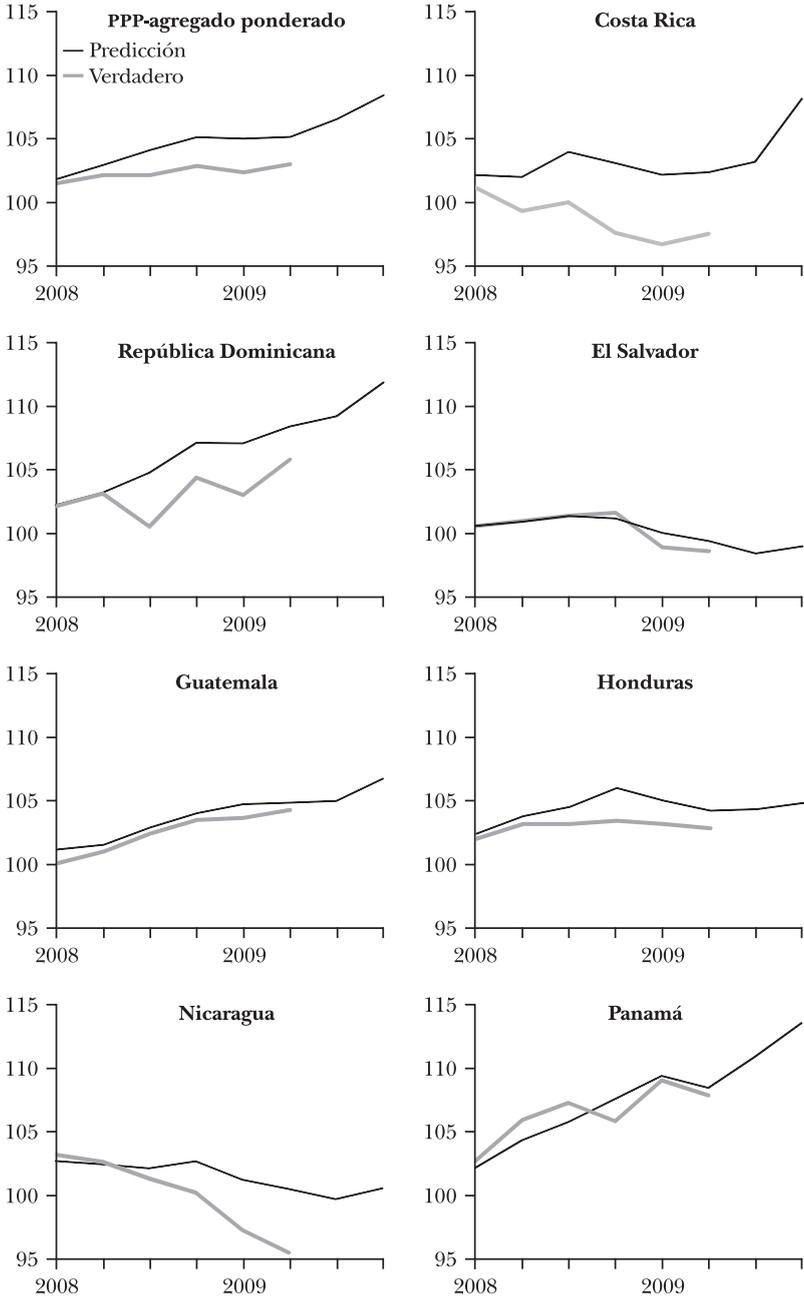
7. Impacto de la crisis del 2008-2009

Los modelos estimaciones anteriormente se pueden utilizar para generar predicciones para la trayectoria del PIB real en la región, dado el desempeño de la demanda externa. Por ejemplo, la gráfica X compara la trayectoria cierta de la actividad con el desempeño de los pronósticos del PIB real en la muestra, desde el primer trimestre del 2008, indexando ambas series al cuarto trimestre del 2007. El agregado regional ponderado de la PPP aumentó 3% en este periodo, comparado con un pronóstico basado en el modelo de 5%. El crecimiento en Costa Rica, República Dominicana, y Nicaragua fue pronosticado más alto por el modelo, mientras que los pronósticos para El Salvador, Guatemala, Honduras, y Panamá le siguieron muy de cerca la pista a los hechos reales.¹⁶

¹⁵ Múltiples factores podrían estar detrás de diferentes resultados: primero, este estudio utiliza datos trimestrales empezando en 1995 mientras que la estimación de Roache (2008b) utiliza datos anuales de 1950-2006; segundo, este análisis controla los efectos de otras regiones en las economías de EUA y Centroamérica, mientras que el de Roache no incluye otras regiones; y finalmente, este estudio no hace distinción alguna entre la elasticidad para crecimiento cíclico y tendencial mientras que el de Roache, sí lo hace. El último factor complica la interpretación de aquellas elasticidades en el medio de la fase de contracción simultánea en el crecimiento cíclico y tendencial que habitualmente ocurre en recesiones de los EUA, incluyendo la más reciente.

¹⁶ Las predicciones del modelo no justifican respuestas de política o factores idiosincrásicos a nivel de país, a pesar de que, la primera tendía a dirigir al modelo a pronosticar más bajo el crecimiento dada la respuesta anticíclica de la mayoría de los países de la región.

GRÁFICA X. DESEMPEÑO DEL MODELO DURANTE LA CRISIS, 2008-2009 (PIB real, 2007:T4=100)



FUENTE: Cálculos del autor.

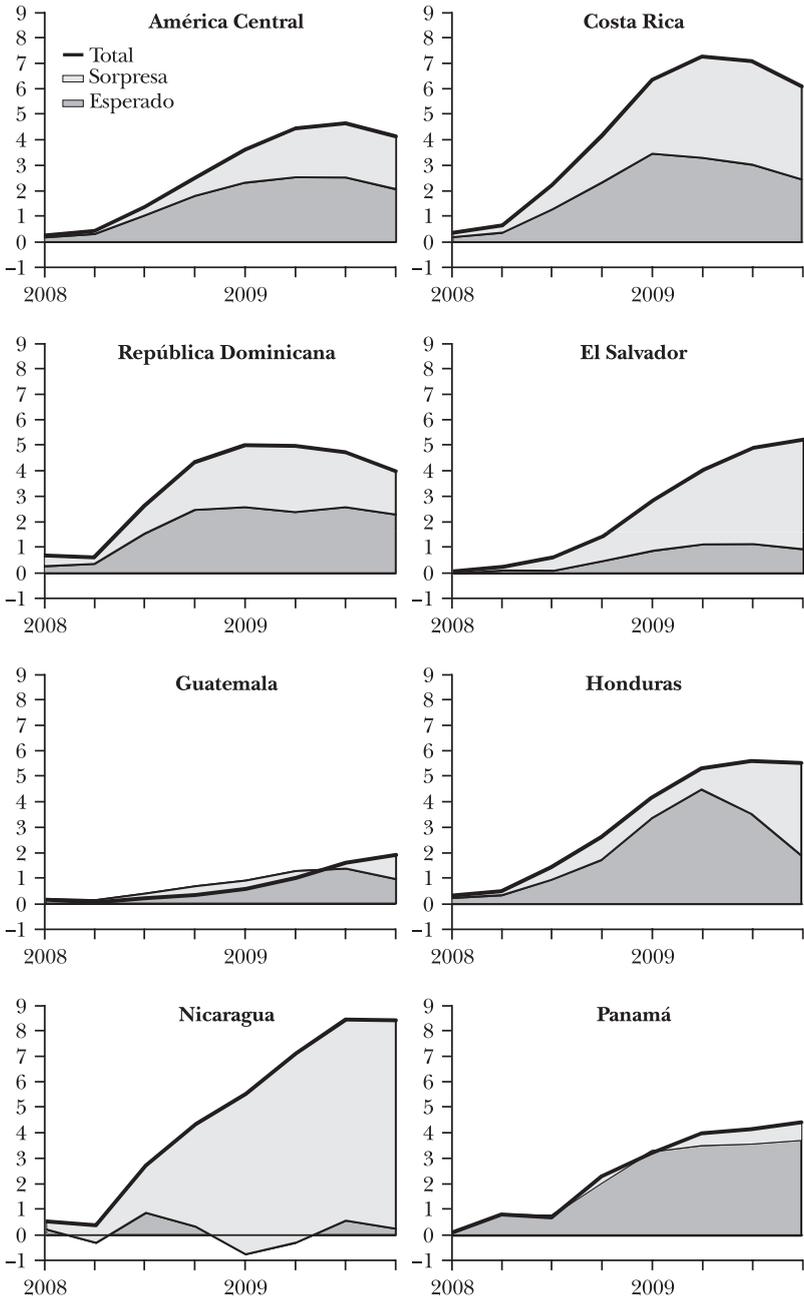
Las funciones de impulso-respuesta estimadas anteriormente también se pueden utilizar para cuantificar el impacto de la crisis financiera mundial en la actividad de América Central. Los coeficientes de estas funciones impulso-respuesta fueron aplicados a los residuos de los SVAR asociados para ubicar la trayectoria del impacto del choque en cada periodo, empezando con el primer trimestre del 2008 y terminando con el segundo trimestre del 2009. Dados los rezagos habituales en la transmisión de choques externos, las estimaciones de sus efectos se llevaron hasta finales del 2009. Esto produjo una estimación del impacto de la crisis sobre el PIB real en la región y en cada país.

Las líneas señaladas como *Total* en la gráfica XI muestran el impacto acumulado de los choques en la economía de EUA y en otras economías avanzadas. El total de efectos derivados se mantuvo bajo durante la primera mitad del 2008, lo que coincidió con una contracción leve en Estados Unidos y algún crecimiento en otras economías avanzadas. A medida que el movimiento descendente se intensificó y se propagó en la segunda mitad del 2008, el impacto en la mayoría de los países centroamericanos aumentó. El efecto acumulado de la crisis tuvo su pico para la mayoría de países a mediados del 2009, con algunos de los efectos esperados para revertir en la segunda mitad del año, especialmente en Costa Rica y en República Dominicana. Nicaragua fue el país más golpeado por factores de la economía de EUA y de las economías avanzadas que redujeron el PIB real en un total de 8% para mediados del 2009 mientras que el impacto más alto sobre Guatemala fue de tan sólo 2%. Los efectos derivados para los otros países y el agregado regional promediaron entre 4% y 6% relativo a un escenario sin choques. Tales magnitudes están en línea con revisiones de pronóstico observadas en el documento *Perspectivas de la Economía Mundial (WEO)* del FMI, dado que los pronósticos de crecimiento del PIB real de la región para el 2009 fueron revisados hacia abajo con un promedio de 5% en los WEO de abril del 2008 y octubre del 2009.¹⁷

Los efectos derivados del PIB real de EUA y de otras economías

¹⁷ Las estimaciones del modelo no justifican las respuestas de política realizadas con el objeto de mitigar el impacto de choques externos, mientras que los pronósticos justificarían los efectos de estas políticas.

GRÁFICA XI. IMPACTO DE LOS CHOQUES DE PAÍSES AVANZADOS DURANTE LA CRISIS, 2008-2009 (contribución del PIB real en porcentaje; acumulación inicia en el primer trimestre del 2008)



FUENTE: Cálculos del autor.

CUADRO 8. CORRELACIONES DE RESIDUOS DEL MODELO

<i>Correlación promedio de los residuos para los países individuales con:</i>		
	<i>Residuos de EUA</i>	<i>Residuos regionales</i>
Todas las observaciones	0.22	0.17
Sólo expansiones de EUA	0.20	0.16
Sólo recesiones de EUA	0.28	0.17
Recesión del 2001	0.05	0.26
Recesión del 2008-2009	0.36	-0.01

FUENTE: Cálculos del autor.

avanzadas también están descompuestos en la gráfica XI en un componente *esperado* y un componente *sorpresa*. Los efectos derivados esperados pudieron haber sido previstos *ex ante* al ejecutar el modelo durante la primera mitad del 2008 y con la aplicación de los coeficientes asociados a los choques obtenidos del modelo ejecutado en la muestra completa. Esto proporciona una estimación del impacto de la fase de contracción en la demanda externa si se hubiera conocido por anticipado, dadas las elasticidades disponibles al inicio de la crisis. El componente sorpresa es la diferencia entre los efectos derivados estimados usando los coeficientes para la muestra completa y el componente esperado. El ajuste previo a la crisis varía mucho en los países. Los efectos derivados para Guatemala, Honduras, y Panamá han estado en línea con lo que se hubiera pronosticado *ex ante*, mientras que los efectos derivados para El Salvador y Nicaragua resultaron ser mucho más fuertes que los que las elasticidades precrisis hubieran previsto. El modelo precrisis pronosticó en promedio entre 50% y 60% del impacto de la recesión de país avanzado, mientras que de 40% a 50% hubiera sido una sorpresa. La evidencia de las revisiones del pronóstico de las WEO apoya una vez más las líneas generales de estos hallazgos puesto que 30% de las revisiones de pronóstico a la baja ocurrieron tras la publicación de las WEO de abril del 2009, cuando la intensidad de la fase de contracción estaba relativamente bien establecida.¹⁸

¹⁸ El periodo de ocurrencia no es exacto, dado que los pronósticos se terminaron antes de que se publicaran los datos del primer trimestre para economías avanzadas. Al mismo tiempo, el crecimiento de economía

El modelo mejorado ajusta como un resultado de la crisis el tema de si la sensibilidad de la actividad en la región a choques externos permanecerá siendo alto o no o si retornará a las estimaciones de antes de la crisis. Las correlaciones de residuos del modelo pueden ayudar a arrojar luz al respecto, puesto que los cambios durante recesiones podrían indicar falta de linealidad de los efectos derivados. El cuadro 8 muestra que la correlación promedio entre los residuos de EUA y los centroamericanos es tan sólo ligeramente superior para recesiones de EUA que para expansiones de EUA, pero que estas correlaciones han diferido en las dos recesiones en la muestra. Los residuos para los países centroamericanos individuales no estuvieron altamente correlacionados con los residuos negativos de EUA durante la recesión del 2001, pero estuvieron correlacionados positivamente con el residuo del agregado regional. Este es un posible signo de que factores no explicados correlacionados entre países en la región ayudaron a apoyar la actividad. Lo opuesto ocurrió durante la recesión del 2008-2009. Los residuos no se correlacionaron en la región, pero tendieron a correlacionarse con los residuos negativos de EUA. Factores no explicados por el modelo pero correlacionados con los choques de EUA tendieron a reducir la actividad en América Central, sugiriendo que las características idiosincrásicas de la crisis fueron responsables del rendimiento menor del crecimiento en la región. Si estos factores no explicados se disipan una vez que la crisis disminuya totalmente, esto sugiere un retorno a efectos derivados menos intensos, aunque este resultado es tentativo debido a la poca cantidad de observaciones independientes en las que se basó el hallazgo.

V. CANALES DE TRANSMISIÓN PARA EFECTOS DERIVADOS EXTERNOS DE CRECIMIENTO

Esta sección atribuye los efectos derivados de crecimiento, identificados en la sección anterior, a los canales responsables para la transmisión del choque. Los SVAR se aumentaron con

avanzada en la segunda mitad del 2009 se revisó hasta después de las WEO de abril del 2009, lo que apoya el argumento de que la cifra de 30% constituye un límite inferior para los efectos derivados sorpresa en la región.

datos de varios canales de transmisión como variables exógenas, uno a la vez, como en Bayoumi y Swiston (2009). La contribución de cada canal k al total de efecto derivado entre dos países i y j se calcula de la siguiente manera:

$$(2) \quad c_{ij,k} = r_{ij} - r'_{ij,k}$$

Esto es simplemente la diferencia entre la respuesta global de crecimiento del país i al país j , menos la respuesta de crecimiento en el país i al país j estimada cuando se incluye el canal de efecto derivado como una variable exógena. Las variables exógenas justifican de forma directa el impacto de ese canal de transmisión sobre el crecimiento, dejando en $r'_{ij,k}$ sólo esa parte de la respuesta al crecimiento que el canal de transmisión no explica. La suma de las contribuciones en los canales no se limita a agregar las funciones impulso-respuesta que se estimaron por separado y, de ese modo proporciona una verificación independiente de la magnitud de los efectos derivados de crecimiento. A pesar de que este procedimiento no justifica colinealidad entre los efectos de los diversos canales, tendiendo por ende a exagerar el impacto total, los resultados se pueden ver como un medidor de la importancia relativa de cada canal de transmisión.¹⁹ Los canales de transmisión considerados en este ejercicio son comercio, precio de productos básicos, condiciones financieras y remesas.

1. Identificación de canales

En América Central, la maquila y otras industrias de manufactura representan una gran –y creciente– participación de exportaciones, por lo cual existe una transacción paralela habitual para importaciones que se calcula en valores netos del PIB. La contribución de las exportaciones netas al crecimiento del PIB real es, de esa manera, la medida más apropiada del efecto de las fluctuaciones de comercio internacional en la actividad económica y se utilizó para identificar efectos derivados comerciales. Los datos trimestrales de

¹⁹ Bayoumi y Swiston (2009) ingresan todos los canales en el VAR simultáneamente para investigar el alcance de la multicolinealidad entre los canales de efecto derivado. Esto no es posible en el ejercicio actual debido a los grados de libertad limitados por los datos.

cuentas nacionales a precios constantes se utilizaron para Costa Rica, República Dominicana y Nicaragua. Por ausencia de este dato para los otros países de la región, este estudio utiliza datos trimestrales del comercio de bienes en dólares estadounidenses, expresados en moneda local y deflactados por el IPC nacional.²⁰ Para identificar efectos derivados comerciales de las regiones más importantes, se utilizó la contribución de las exportaciones al crecimiento del PIB real. Sólo los valores contemporáneos y el primer rezago están incluidos con el objeto de evitar tomar causalidad revertida de choques del PIB para exportaciones en periodos futuros (lo mismo aplica a los otros tres canales).

Los precios de productos básicos utilizados son el precio bruto del petróleo –promedio simple de tres precios de entrega inmediata, APSP– y el índice de precios de productos no energéticos de S&P/Goldman Sachs. Como estos precios están expresados en dólares de EUA, se convirtieron a términos reales utilizando el deflactor del PIB de EUA y se ingresó en el SVAR en cambios porcentuales trimestrales. Los movimientos de los precios de productos originados por un choque de oferta tendrán probablemente el mismo impacto en los importadores de productos básicos del exterior conforme lo hacen en la actividad de la región, generando efectos derivados positivos del precio de productos básicos. Si el crecimiento del exterior aumenta los precios de los productos básicos por medio de un choque de demanda, entonces la actividad en la región se movería en dirección opuesta suscitando efectos derivados negativos del precio de los productos básicos.

Los efectos derivados financieros podrían darse por medio de varios canales diferentes, incluyendo tasas de interés a corto y largo plazo, diferenciales del riesgo corporativo, precios de acciones y términos de disponibilidad de crédito diferentes del precio. Dado el número de variables y regiones involucradas, los sistemas estimados pudieron agotar rápidamente los grados de libertad disponibles. Sin embargo dada la preponderancia de los vínculos América Central-EUA, aquí el análisis se enfoca en variables de EUA. El LIBOR de tres meses, el rendimiento de 10 años del Tesoro y los precios reales de

²⁰ Los datos trimestrales de cuentas nacionales incluyen el comercio de servicios. Los servicios no están incluidos en los datos para los otros países.

acciones están incluidos. Se utilizó la Encuesta del Responsable de Préstamos Senior de la Reserva Federal para capturar términos de disponibilidad de crédito diferentes del precio (ver Swiston, 2008, para un examen de la función de esta variable en las condiciones financieras de EUA).²¹ Las condiciones financieras nacionales están excluidas, dado que se asume que reflejan, ya sea factores nacionales idiosincrásicos o la respuesta nacional a choques externos.

Para efectos derivados relacionados con remesas, el uso de las tasas de crecimiento reales sesgaría los resultados en forma descendente debido al aumento estructural de las entradas de remesas relativo al tamaño de las economías de la región. Para un mejor control de esta tendencia creciente, este estudio utiliza el cambio trimestral en la relación de las remesas a PIB del país receptor. Vale la pena observar que las variables aquí presentadas necesitarían estar correlacionadas *tanto* con la actividad nacional como extranjera para que sirvan como canales de efecto derivado. Para las remesas, particularmente, el apoyo teórico y empírico para este supuesto es débil.

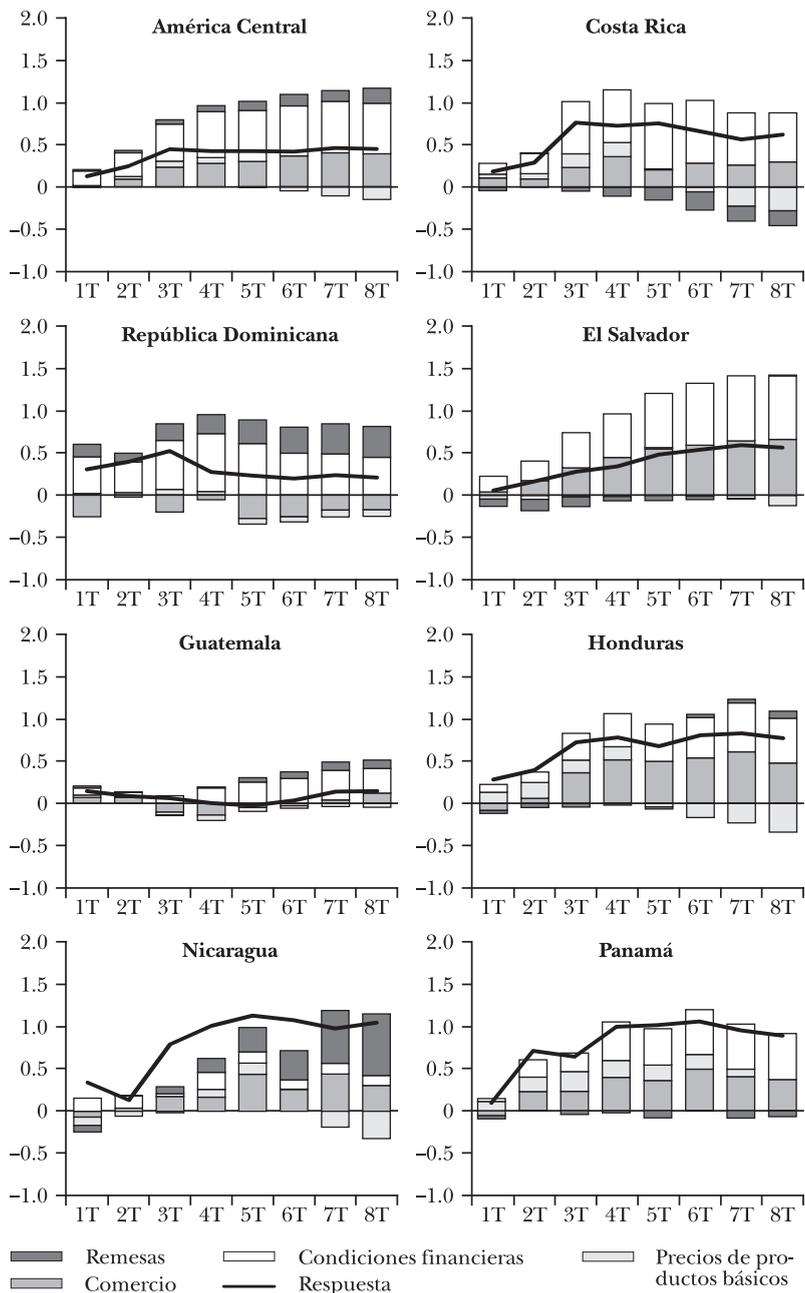
2. Descomposición de los efectos derivados para América Central

La gráfica XII muestra una descomposición de los efectos derivados de EUA para los agregados centroamericanos y para cada país individual. La suma de efectos derivados estimada de los canales individuales no está limitada para igualar las funciones de impulso-respuesta estimadas directamente en la sección anterior. La multicolinealidad entre canales pudo, por lo tanto, llevar a que la suma de las partes fuera mayor que el todo, mientras que la presencia de otros canales de transmisión no explicados pudo causar lo opuesto.

Para la región como un todo, las condiciones financieras de EUA transmiten cerca de la mitad de los efectos derivados de crecimiento, entretanto los canales comerciales contribuyen a un tercio de los efectos derivados. Los efectos derivados

²¹ La pregunta de encuesta utilizada mide la proporción de bancos que han endurecido los términos diferentes del precio para préstamos comerciales e industriales a empresas grandes. Swiston (2008) concluye que este punto funciona mejor que otras respuestas en la Encuesta del Responsable Senior de Préstamos en términos de su poder predictivo.

GRÁFICA XII. DESCOMPOSICIÓN DE LOS EFECTOS DERIVADOS DEL PIB REAL DE ESTADOS UNIDOS (respuesta en p.p. a una desviación estándar de choque)



FUENTE: Cálculos del autor.

a través de canales comerciales y financieros son importantes en la mayoría de los países de América Central, mientras que los precios de productos básicos y las remesas no son habitualmente sustanciales. Las sorpresas generadas por las crisis mencionadas previamente se transmitieron a través de los canales comerciales y financieros, dado que los efectos derivados por medio de estos canales fueron menores en las estimaciones basadas en los datos precrisis. Esto es también consistente con el nivel aumentado de la integración comercial y financiera de la región. La falta de éxito para encontrar un impacto consistente de las remesas está alineada con la literatura existente, tal y como se señaló anteriormente. Este resultado puede proceder, al menos en forma parcial, de quiebres en los datos, debido a mejoras en la cobertura en el tiempo, los cuales tienden a opacar las correlaciones subyacentes de las series con actividad económica en los países de origen y los receptores. Además, para países con tipos de cambio flexibles, una depreciación de la moneda durante una fase de contracción podría mitigar algo de una posible caída en el valor del dólar de EUA de las remesas. Un examen más completo de este canal de transmisión es un área importante para futura investigación.

VI. RESUMEN Y CONCLUSIONES

La región centroamericana se ha vuelto cada vez más integrada con el resto del mundo por medio de vínculos comerciales más fuertes, lo que ha aumentado la tenencia de activos financieros transfronterizos y los flujos de capital, además del fuerte crecimiento en los flujos de remesas cada vez más altos. Algunas de esas tendencias empezaron a mediados de los noventa, mucho antes de la implementación de los tratados de libre comercio con EUA, aunque probablemente éstos estimulen la integración financiera y comercial en el futuro.

Uno de los desafíos de política planteado por la integración económica es la mayor exposición a choques externos. Los hallazgos empíricos de este estudio señalan que el crecimiento económico de la región depende significativamente de fluctuaciones externas a pesar de que, el corto intervalo de tiempo en el cual los datos están disponibles agregue una

medida de incertidumbre a estas interferencias. Se encontró que un choque de un punto porcentual sobre el crecimiento de EUA está asociado con una respuesta de la actividad centroamericana de 0.7 a 1% en promedio. Los choques mundiales causan fluctuaciones de una magnitud similar. Los efectos derivados han sido habitualmente transmitidos tanto por medio de vínculos comerciales como financieros, en tanto se encontró que las remesas no desempeñaban ninguna función importante para transmitir ciclos económicos entre fronteras. Se encontró alguna evidencia de un ciclo regional más allá de la respuesta común a choques externos, dado que se encontró que la actividad en alguna otra parte de la región fue importante para algunos países.

La reciente crisis financiera mundial pesó mucho en la actividad de la región en el 2008 y el 2009, cortando el crecimiento del 2009 en un promedio de 4% a 5%. El impacto fue casi el doble de grande que lo que las elasticidades estimadas hubiesen pronosticado en los datos antes de la crisis y justificaron la mayoría de la desaceleración observada del producto. En la medida que estos efectos derivados fueron una sorpresa ilustra el impacto más grande de lo esperado de la reciente crisis y plantea preguntas acerca de la sensibilidad de la región al crecimiento externo, una vez que la crisis ha disminuido completamente. Si los efectos derivados externos se intensifican habitualmente durante las recesiones, la ausencia de cualquier recesión severa en economías avanzadas en los datos previos a la crisis, combinada con la integración aumentada de la región, sugiere que la respuesta de la región a choques externos seguirá siendo alta.²² En cambio se encontró que, factores no explicados asociados con la reciente crisis pero no con la recesión del 2001 fueron importantes, lo cual implica que las elasticidades durante periodos de no crisis podrían abordar nuevamente estimaciones previas a las crisis. El asunto sigue siendo un tema importante para investigación futura.

²² Al mismo tiempo que las diferencias entre las economías mexicana y centroamericana limitan de cierto modo el paralelismo que se puede hacer, la sensibilidad aumentada del ciclo financiero de México al de los EUA luego de la aprobación del TLCAN subiere que una integración más estrecha podría contribuir a un mayor aumento de la sincronización entre América Central y los Estados Unidos en el futuro.

Más explícitamente responder al impacto de fluctuaciones externas podría ayudar a mejorar el diseño y coordinación de política en la región. La capacidad para compensar los efectos de los choques externos por medio de políticas anticíclicas dependerá fundamentalmente del establecimiento de excedentes y del abordaje de vulnerabilidades en periodos tranquilos de manera que exista ámbito para apoyar a la economía cuando el ambiente externo se torne menos favorable. La importancia de los efectos derivados financieros, en especial como se vieron en la crisis reciente, pone de relieve la función que las redes de seguridad y la política regulatoria del sector financiero podrían desempeñar junto con las políticas monetarias, fiscales y cambiarias en las que por lo general se basan (FMI, 2009).

Apéndice

Construcción de indicadores de actividad económica trimestrales consistentes con el PIB.

Para este estudio se usó la información contenida en las series mensuales de actividad económica mediante el suavizamiento de los datos, y luego se utilizó la variación dentro del año de las series transformadas para construir un indicador trimestral que fuera consistente con el crecimiento anual del PIB real.

Las series bruta, es decir sin procesar y no ajustadas para cada país se ajustaron primero por estacionalidad con los procedimientos X12 estándar, que incluyó también ajustes de días calendario y festivos. Este paso también realiza pruebas para los valores atípicos restantes, pero no los corrige. Un procedimiento de segunda fase ajusta los datos mensuales para hasta cuatro fuentes potenciales restantes de distorsión estacional adicional (no explicada totalmente en el ajuste X12) o exceso de volatilidad: *i*) años bisiestos; *ii*) cambios en el calendario de Pascua; *iii*) valores atípicos detectados por las pruebas en el primer paso; y *iv*) autocorrelaciones negativas en los datos, que pueden ser un signo potencial de error de muestreo u otra cuestión de medición. Las alteraciones sólo se hacen cuando un factor dado es un impulsor estadístico significativo de los datos.

Los datos resultantes son consolidados luego con frecuencia anual y trimestral. Los datos trimestrales están estandarizados, con una media de cero y una desviación estándar de uno. El crecimiento de la actividad trimestral está entonces dado por el mismo promedio de los datos anuales del PIB real, con la desviación estándar igual a la desviación estándar del PIB real, escalado por el coeficiente de la desviación estándar del crecimiento de actividad trimestral con respecto a la del crecimiento anual de la actividad.

El tercer paso genera una serie para la cual el promedio y la desviación estándar del crecimiento anual son aproximadamente iguales a las del PIB real. Las dos series anuales no se mueven necesariamente juntas, dado que la correlación entre sus tasas de crecimiento es 0.4 para Honduras y 0.2 para Guatemala. La diferencia entre las dos tasas de crecimiento, en términos del promedio y la desviación estándar del PIB real es, por lo tanto, calculada y utilizada como la medida para un ajuste final. Las tasas de crecimiento trimestrales generadas en el paso anterior están ajustadas por la medida de la diferencia, en desviaciones estándar, entre las tasas de crecimiento anual de las dos series.

Este proceso aumenta la correlación entre el crecimiento anual del PIB real y el crecimiento de la actividad suavizada a 0.8 para Guatemala y a 0.9 para Honduras (cuadro A1). Los

CUADRO A1. VOLATILIDAD Y CORRELACIONES DE LOS INDICADORES DE ACTIVIDAD, 1995-2008

	<i>Volatilidad (desviación estándar)</i>			<i>Correlación con el PIB real</i>		
	<i>Actividad bruta</i>	<i>PIB real</i>	<i>Actividad suavizada</i>	<i>Actividad bruta</i>	<i>Actividad suavizada</i>	
				<i>Anual^a</i>	<i>Trimestral</i>	<i>Anual</i>
Costa Rica	3.7	3.2	..	0.97	0.94	..
El Salvador	2.9	1.4	..	0.92	0.80	..
Guatemala	2.3	..	1.5	0.18	..	0.78
Honduras	4.6	..	3.2	0.46	..	0.89
Nicaragua	3.7	2.5	..	0.83	0.49	..

FUENTE: Cálculos del personal del FMI.

NOTA: Desviaciones estándar y correlaciones de tasas de crecimiento de cuatro trimestres.

^a Para datos anuales, correlación de tasa de crecimiento promedio anual.

ajustes se compensan en cero en la muestra completa. Así, las series ajustadas tienen el mismo promedio y desviación estándar que el PIB real anual, al mismo tiempo que se toma el perfil de un año del índice mensual de actividad. Las series suavizadas son de 30% a 40% menos volátiles que las series de la actividad brutas, lo cual es una magnitud plausible dado que para Costa Rica, El Salvador y Nicaragua, el PIB real trimestral es 33% menos volátil, en promedio, que la actividad bruta.

REFERENCIAS

- Árvai, Z., K. Driessen e Í. Ötker-Robe (2009), *Regional Financial Interlinkages and Financial Contagion Within Europe*, FMI, Washington (Working Paper, n^o 09-6); en: [http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/\(2009\)/wp0906.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/(2009)/wp0906.pdf).
- Banco de México (2002), *Implications of Financial Liberalization for the Promotion and Allocation of Domestic Saving: The Case of Mexico*; en: <http://www.banxico.org.mx/tipo/publicaciones/seminarios/APEC.html>
- Banco Mundial (2005), *Global Economic Prospects (2006): Economic Implications of Remittances and Migration*, Banco Mundial, Washington.
- Baroni, B. (2008), “Los Nuevos Desafíos de Centroamérica Frente a la Recesión de Estados Unidos”, *Boletín de Estudios Fiscales* (Guatemala, Instituto Centroamericano de Estudios Fiscales), n^o 9; en: http://www.icefi.org/index.php?option=com_content&task=view&id=19&Itemid=21.
- Bayoumi, T., y A. Swiston (2009), “Foreign Entanglements: Estimating the Source and Size of Spillovers Across Industrial Countries”, *IMF Staff Papers*, vol. 56, junio, pp. 353-83.
- Bergin, P., R. Feenstra y G. Hanson (2007), “Outsourcing and Volatility: Evidence from Mexico’s Maquiladora Industry”, *American Economic Review*, vol. 99, septiembre, pp. 1664-1671.
- Brenner, P. (ed.) (2006), *Central America: Structural Foundations for Regional Financial Integration*, FMI, Washington.
- Calderón, C., A. Chong y E. Stein (2007), “Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: Are Developing

- Countries Any Different?”, *Journal of International Economics*, vol. 71, marzo, pp. 2-21.
- Chami, R., et al. (2008), *Macroeconomic Consequences of Remittances*, FMI, Washington (IMF Occasional Paper, n° 259).
- Chiquiar, D., y M. Ramos-Francia (2005), “Trade and Business-Cycle Synchronization: Evidence From Mexican and US Manufacturing Industries”, *North American Journal of Economics and Finance*, vol. 16, agosto, pp. 187-216.
- Desruelle, D., y A. Schipke (2008), “Moving Forward with Economic Integration and Cooperation”, en D. Desruelle y A. Schipke (eds.), *Central America: Economic Progress and Reforms*, FMI, Washington.
- Fiess, N. (2007), “Business Cycle Synchronization and Regional Integration: A Case Study for Central America”, *The World Bank Economic Review*, vol. 21, n° 1, pp. 49-72.
- Fondo Monetario Internacional (2009), *Lessons of the Global Crisis for Macroeconomic Policy*, FMI (IMF Board Paper); en: <http://www.imf.org/external/np/exr/key/finstab.htm>.
- Hornbeck, J. (2004), *The US-Central America Free Trade Agreement (CAFTA): Challenges for Sub-Regional Integration*, Congressional Research Service, Washington (Report, n° RL31870).
- Imbs, J. (2006), “The Real Effects of Financial Integration”, *Journal of International Economics*, vol. 68, marzo, pp. 296-324.
- Iraheta, M. (2008), *Transmisión de los Ciclos Económicos de Estados Unidos a Centroamérica y República Dominicana*, Consejo Monetario de Integración Económica (Documento de Trabajo SECMCA II - 2508); en: http://www.secmca.org/Documentos_Trabajo.htm.
- Kim, J., y L. Papi (2005), “Regional Integration and Exchange Rate Arrangements”, en M. Rodlauer y A. Schipke (eds.) *Central America: Global Integration and Regional Cooperation*, FMI, Washington.
- Kose, M., G. Meredith y C. Towe (2004), *How Has NAFTA Affected the Mexican Economy? Review and Evidence*, FMI, Washington (IMF Working Paper, n° 04-59); en: [http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/\(2004\)/wp0459.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/(2004)/wp0459.pdf).
- Kose, M., A. Rebucci y A. Schipke (2005), “Macroeconomic Implications of CAFTA-DR”, en M. Rodlauer y A. Schipke (eds.) *Central America: Global Integration and Regional Cooperation*, FMI, Washington.

- Lederman, D., W. Maloney y L. Servén (2003), *Lessons from NAFTA for Latin America and the Caribbean*, Banco Mundial, Washington.
- Magnusson Bernard, K. (2009), *The Impact of US Regional Business Cycles on Remittances to Latin America*, SSE-EFI (Working Paper in Economics and Finance, n^o 710).
- Morales, R., y A. Schipke (2005), "Regional Integration and Financial Systems Issues", en M. Rodlauer y A. Schipke (eds.) *Central America: Global Integration and Regional Cooperation*, FMI, Washington.
- Ratha, D., y W. Shaw (2007), *South-South Migration and Remittances*, Banco Mundial, Washington (Working Paper, n^o 102); en: <http://www.worldbank.org/elibrary>.
- Reinhart, C., y V. Reinhart (2008), *Capital Flow Bonanzas: An Encompassing View of the Past and Present*, NBER (Working Paper, n^o 14321).
- Rennhack, R., y M. Nozaki (2006), *Financial Dollarization in Latin America*, FMI, Washington (IMF Working Paper, n^o 06-7); en: [http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/\(2006\)/wp0607.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/(2006)/wp0607.pdf).
- Roache, S. (2008), *Central America's Regional Trends and US Cycles*, FMI, Washington (IMF Working Paper, n^o 08-50); en: [http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/\(2008\)/wp0850.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/(2008)/wp0850.pdf); publicado en D. Desruelle y A. Schipke (eds.), *Central America: Economic Progress and Reforms*, FMI, Washington.
- Roache, S., y E. Gradzka (2007), *Do Remittances to Latin America Depend on the EUA Business Cycle*, FMI, Washington (IMF Working Paper, n^o 07-273); en: [http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/\(2007\)/wp07273.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/(2007)/wp07273.pdf).
- Sayan, S. (2006), *Business Cycles and Workers' Remittances: How Do Migrant Workers Respond to Cyclical Movements of GDP at Home?*, FMI, Washington (IMF Working Paper, n^o 06-52); en: [http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/\(2006\)/wp0652.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/(2006)/wp0652.pdf).
- Schiavo, S. (2008), "Financial Integration, GDP Correlation and the Endogeneity of Optimum Currency Areas", *Economica*, vol. 75, febrero, pp. 168-89.
- Shah, H., et al. (2008), "Financial Sector Development: Equity and Private Debt Markets", en D. Desruelle y A. Schipke (eds.), *Central America: Economic Progress and Reforms*, FMI, Washington.

- Sims, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol. 48, enero, pp. 1-48.
- Sosa, S. (2008), *External Shocks and Business Cycle Fluctuations in Mexico*, FMI, Washington (IMF Working Paper, n^o 08-100); en: [http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/\(2008\)/wp08100.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/(2008)/wp08100.pdf).
- Storrs, K., *et al.* (2005), *Central America and the Dominican Republic in the Context of the Free Trade Agreement (DR-CAFTA) with the Estados Unidos*, Congressional Research Service, Washington (Report, n^o RL32322).
- Swiston, A. (2008), *A Financial Conditions Index for the Estados Unidos: Putting Credit Where Credit is Due*, FMI, Washington (IMF Working Paper, n^o 08-161); en: [http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/\(2008\)/wp08161.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/(2008)/wp08161.pdf).
- Swiston, A., y T. Bayoumi (2008), *Spillovers Across NAFTA*, FMI, Washington, (IMF Working Paper, n^o 08-03); en: [http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/\(2008\)/wp0803.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/(2008)/wp0803.pdf).
- Torres, A., y O. Vela (2003), "Trade Integration and Synchronization Between the Business Cycles of Mexico and the Estados Unidos", *North American Journal of Economics and Finance*, vol. 14, diciembre, pp. 319-42.
- Vahid, F., y R. Engle (1993), "Common Trends and Common Cycles", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, n^o 4, pp. 341-360.

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 Comercio Exterior, S. A.
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Deutscher Genossenschafts- und Raiffei- senverband e. V. (Confederación Ale- mana de Cooperativas)
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org