



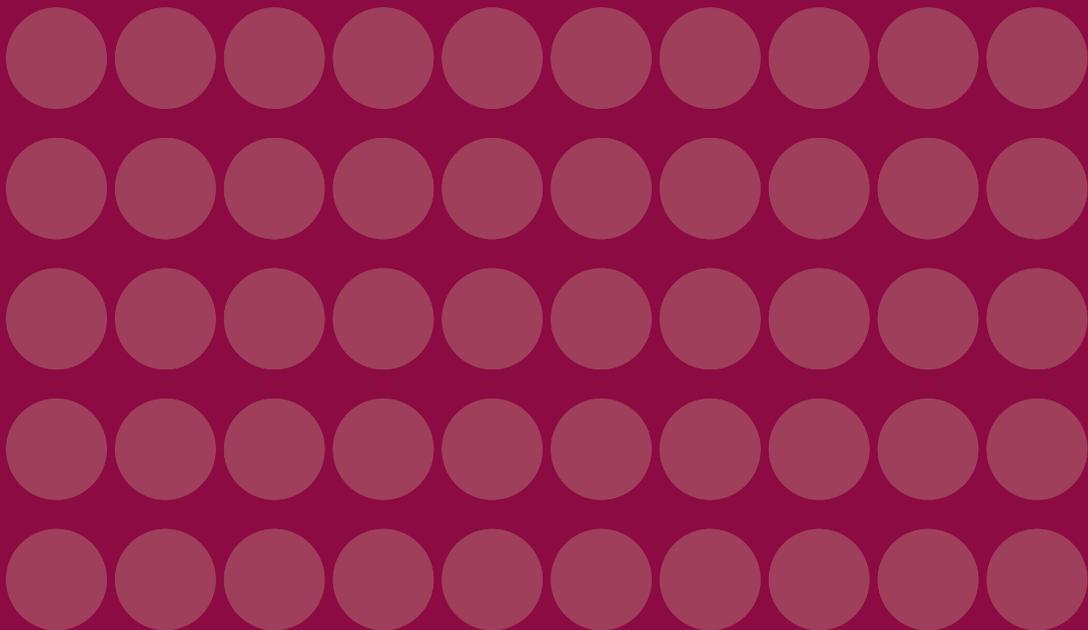
**CENTRO DE
ESTUDIOS
MONETARIOS
LATINOAMERICANOS**

Asociación Regional de Bancos Centrales

MONETARIA

Volumen XXXIII, número 3

julio-septiembre 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 núm. 54, México, D. F., 06700. Impresa en los talleres de Master Copy, S. A. de C. V., Av. Coyoacán núm. 1450, Col. Del Valle, México D. F., 03220. 380 ejemplares. ISSN 0185-1136.

MONETARIA

VOLUMEN XXXIII, NÚMERO 3, JULIO-SEPTIEMBRE DE 2010

Julieta Fuentes

Ricardo Salazar

289 Cálculo de un indicador coincidente y adelantado de la actividad económica salvadoreña

José A. Murillo

Tonatiuh Peña

377 Futuros de productos básicos alimentarios: ¿son útiles para pronosticar la inflación?

Hernán Rincón

431 Un análisis comparativo de reglas fiscales cuantitativas

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.)

Julieta Fuentes
Ricardo Salazar

Cálculo de un indicador coincidente y adelantado de la actividad económica salvadoreña

I. INTRODUCCIÓN

En el marco de la crisis financiera internacional actual y de los efectos de la recesión mundial sobre las economías locales, se acentúa la necesidad de contar con información económica que sea capaz de confirmar y anticipar el comportamiento de la actividad económica nacional. En ese sentido, establecer sistemas de indicadores económicos de alerta temprana constituye una herramienta valiosa para la toma de decisiones de los diversos agentes económicos.

A partir de la revisión de los conceptos y metodologías que

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de J. Fuentes y R. Salazar, funcionarios, del Departamento de Investigación Económica y Financiera, del Banco Central de Reserva de El Salvador (BCRS), presentado en la XV 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. Los autores agradecen los comentarios y aportes recibidos por Oscar Ovidio Cabrera, Hada Desiré de Morales, Juan Antonio Osorio, Carlos Sanabria, Nicolás Martínez, Juan José Martínez, y Juan Carlos Sánchez; así como la colaboración de Marco Araniva en la asistencia de investigación.

sustentan el cálculo de los indicadores cíclicos a nivel internacional, este documento tiene como objetivo identificar un ciclo de referencia de la actividad económica salvadoreña y con esta base, construir un sistema de indicadores cíclicos: un indicador coincidente, adelantado y rezagado. Indicadores que proporcionen una señal oportuna y consistente de la dirección actual de la economía y la situación que se enfrentaría en el corto plazo.

El ciclo o componente cíclico de las series en estudio, se estimó a partir de tres metodologías alternativas: el filtro Baxter-King (1995), el filtro Hodrick-Prescott (1997) y el filtro Hodrick-Prescott modificado propuesto por Kaiser-Maravall (2001, 2005). Una vez estimada la señal de interés, se empleó como insumo básico para el cálculo del sistema de indicadores a partir de dos aproximaciones metodológicas: *i*) la desarrollada por el National Bureau of Economic Research (NBER); y *ii*) la derivada de la aplicación de los modelos factoriales en este campo (Stock y Watson, 1989 y 1991; Forni *et al.*, 2000, 2001 y 2005).

El estudio presenta los resultados de la aplicación de los tres filtros señalados para calcular el ciclo de la economía salvadoreña y de las dos aproximaciones metodológicas para calcular los indicadores coincidentes y adelantados. El examen de los diferentes ejercicios realizados evidenció que los indicadores cíclicos derivados de la aplicación de los modelos factoriales se comportan de una manera menos errática y uniforme a lo largo del ciclo económico, lo que sugiere que esta metodología puede emplearse para su estimación en El Salvador.

Para llevar a cabo la investigación, se realizó un revisión inicial de más de 200 indicadores nacionales e internacionales considerados como relevantes para explicar el comportamiento cíclico de la economía salvadoreña; los cuales fueron depurados hasta construir una base de datos de 90 indicadores de la economía salvadoreña (sector real, sector externo, sector monetario-financiero, sector fiscal y de expectativas de los empresarios) y de la economía estadounidense; para el periodo comprendido entre marzo de 1992 y diciembre de 2008. Posteriormente se realizó una actualización a diciembre de 2009.

El estudio esta compuesto por seis apartados, incluido el

presente. El segundo expone las definiciones del ciclo económico y de los indicadores cíclicos, así como la relevancia de su estimación. El tercer apartado presenta una revisión de la experiencia internacional en la construcción de indicadores cíclicos, que muestra la aplicación de tres aproximaciones metodológicas ampliamente difundidas: del National Bureau of Economic Research (NBER), de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE) y el modelo factorial dinámico. En la siguiente sección se expone el procedimiento utilizado para estimar el ciclo económico y los indicadores cíclicos para la economía salvadoreña. En el capítulo quinto se presentan los resultados obtenidos con la utilización de las metodologías seleccionadas y las pruebas de selección efectuadas y en el último apartado se plantean algunas consideraciones finales.

II. DEFINICIONES BÁSICAS

1. Los ciclos económicos

El estudio de los ciclos económicos se remonta a los trabajos publicados por el economista francés Clément Juglar (1862 y 1863) y el economista británico William Jevons (1875 y 1882), quienes de forma separada advirtieron la existencia de fluctuaciones recurrentes de la actividad económica.

Juglar, demostró en su primera publicación que las crisis económicas tenían sus orígenes en el comportamiento de los mercados crediticios motivados por la especulación; en un contexto caracterizado por un progreso comercial e industrial. En posteriores escritos, el autor documentó la similitud y simultaneidad observada (patrones comunes) en las fluctuaciones económicas experimentadas en Francia, Inglaterra y Estados Unidos; e introdujo el concepto de ciclos. Sin embargo, su contribución cobró notoriedad hasta 1954, cuando Schumpeter destacó el método empleado para realizar sus análisis, al combinar hechos históricos, estadística y teoría económica (citado en Legrand y Hagemann, 2007).

Juglar identificó las oscilaciones cíclicas de prosperidad y depresión con una periodicidad comprendida entre siete y once años, el ciclo de negocios, que posteriormente fue denominado

el ciclo de Juglar. Schumpeter (1939), en su amplia investigación sobre las fluctuaciones cíclicas, propuso una topología basada en tres ciclos principales:¹ el ciclo de inventarios de Kitchin (tres a cinco años), el ciclo de la inversión o de negocios de Juglar (siete a once años) y el ciclo largo de Kondratieff (45-60 años), los cuales podían ser superpuestos en una misma onda oscilatoria.

Jevons, destacó en sus escritos la influencia del sector agrícola en las fluctuaciones de la economía, enfatizando su recurrencia periódica. De acuerdo a este autor, las cosechas afectaban las expectativas de los agentes, los patrones de comercio, la inversión y el comportamiento especulativo, generando los vaivenes en las economías. En su enfoque, el origen de los movimientos era, en buena medida, exógeno a la economía: las variaciones climáticas, producidas por el ciclo solar (citado en Peart, 1996; y Avella y Ferguson, 2003).

El interés por el estudio de las fluctuaciones económicas floreció en las primeras décadas del siglo XX, debido al debate teórico generado por diferentes escuelas de pensamiento económico, tales como la escuela de Viena y la escuela de Cambridge.

La escuela de Viena a través de los aportes de Wicksell (1907), logró esbozar unas primeras ideas de la teoría del ciclo de los negocios, basada en los efectos generados por los cambios de la cantidad de dinero de la economía (generadas por decisiones de política del banco central) sobre las tasas de interés y sobre el crecimiento económico. Mientras que, la escuela de Cambridge elaboró varios enfoques para explicar el comportamiento de los ciclos económicos. Dentro de sus principales expositores se encontraban Ralph Hawtrey (1919), Frederick Lavington (1922), Arthur C. Pigou (1912) y Dennis Robertson (1915). Para Hawtrey, el ciclo económico se explica a partir del concepto de demanda efectiva; Lavington y Pigou, destacaron el papel de las expectativas de inversión de los empresarios y sus implicaciones en el ciclo económico; y Robertson, planteó el importante papel de la innovación tecnológica en el ciclo de la economía (citado en Avella y Ferguson, 2003).

¹ En algunos escritos el autor documento un cuarto tipo de ciclo: el ciclo de inversión en infraestructura de Kuznets (15-25 años).

En este periodo, el NBER realizó una serie de investigaciones elaboradas por Wesley Mitchell sobre los ciclos económicos. Mitchell venía trabajando en este tema con anterioridad, su primera publicación data del año 1913, con el libro “Business Cycles”, publicando en 1923 el ensayo “Business Cycles and Unemployment” que resume su interpretación del ciclo económico y en 1927 publicó “Business Cycles: The Problem and its Setting”, en el cual destaca la importancia de los estudios empíricos para acercarse a la comprensión de los ciclos (Conference Board, 2000 y 2007).

En la década de los treinta (SXX), se intensificó el estudio relacionado con los ciclos económicos al considerar los efectos de la crisis mundial de la época, que animaron una fuerte discusión teórica y empírica sobre el tema. Dentro de los expositores teóricos se pueden mencionar a John Maynard Keynes (1930 y 1936), Ragnar Frisch (1933), y Eugen Slutsky (1937), quienes tratando de explicar el fenómeno de la crisis se encontraron también explicando de forma aproximada los ciclos económicos. El NBER continuó realizando estudios sobre las fluctuaciones regulares de la actividad económica, intentando documentar el comportamiento cíclico que se repetía en el tiempo.

Burns y Wesley (1946), publicaron el documento *Measuring Business Cycles* en el cual se presenta una metodología estadística para calcular el ciclo económico y de esta forma realizar el seguimiento de series de tiempo a lo largo del ciclo. Esta obra, con frecuencia se considera como el punto de partida del análisis cíclico moderno. En ella se encuentra una de las primeras definiciones del ciclo económico: “Los ciclos económicos son un tipo de fluctuaciones que se presentan en la actividad económica global de las naciones cuyo sistema productivo descansa en las empresas privadas: un ciclo consiste en expansiones que ocurren casi al mismo tiempo en muchas actividades económicas, seguidas de contracciones, recesiones y recuperaciones similares que se unen a la fase expansiva del siguiente ciclo; esta secuencia de cambios es recurrente pero no periódica; en cuanto a la duración, los ciclos económicos varían de entre más de un año hasta diez o doce años...” (1946:3).

La noción de fases consecutivas en los ciclos económicos, propuesta por Burns y Mitchell, dio lugar al enfoque clásico

de los ciclos económico, también denominado ciclos de negocios (business cycles) o ciclos en niveles, los cuales se refieren a “las recurrentes fluctuaciones alternantes de expansión y contracción que caracterizan a las series temporales en niveles, de la mayoría de los agregados económicos y financieros. Los ciclos de negocios se desplazan normalmente alrededor de una tendencia de largo plazo. Para la actividad económica, dicha tendencia es creciente, por ello, en los ciclos de negocios las fases de crecimiento o expansión suelen ser de una longitud mayor que las fases de crecimiento contractivas. Es decir, en las fases expansivas se combinan los movimientos de la tendencia de largo plazo con los movimientos que pertenecen exclusivamente al componente cíclico de la serie temporal.” (Gallardo y Pedersen, 2007a, pp. 10.)

El trabajo elaborado por Burns y Mitchell fue calificado por algunos críticos (Koopmans, 1947) como medición sin teoría, ya que predominaba el abordaje empírico y no hacía referencia a teorías económicas que sustentaran el comportamiento cíclico.

En los años posteriores a la II Guerra Mundial, se comenzó a notar que las fluctuaciones económicas eran cada vez más suaves y los periodos recesivos eran menos frecuentes y profundos, principalmente en las economías industrializadas, lo cual despertó dudas sobre la existencia del ciclo económico a nivel y dio lugar a una nueva concepción del mismo. Es así como a finales de la década de los sesenta fueron publicados los trabajos de Mintz (1969) y Bronfenbrenner (1969), quienes cuestionaron la validez del ciclo de negocios y se dio paso a un nuevo concepto de ciclos económicos más acorde con la realidad de esa época, denominado ciclos de crecimiento.

Dentro de esta nueva concepción, Lucas (1977), define al ciclo como los movimientos alrededor de la tendencia del producto nacional bruto; en ese sentido una fase de contracción señala una caída en el grado de crecimiento de la economía pero no necesariamente una caída absoluta en la actividad económica. Los puntos máximos y mínimos, denominados puntos de giro, que marcan el momento en que una economía pasa de un crecimiento a una desaceleración o de una recesión a una recuperación, se vuelven más precisos al estar separados de los movimientos de tendencia.

El estudio clásico de los ciclos definido como secuencias de

expansiones y contracciones en el nivel de la actividad económica, no requería que la tendencia observada en las series fuera removida (Zarnowitz y Ozyildirim, 2002); sin embargo, bajo la perspectiva de ciclos de crecimiento, en la cual los ciclos son definidos como secuencias de fases de alto y bajo crecimiento; la extracción de la señal cíclica se convierte en un paso crucial en el análisis, dando lugar al desarrollo de diversas metodologías de estimación.

Seguidamente en la década de los setenta, continúan los estudios para explicar el ciclo económico, ésta vez mediante modelos monetarios que incorporan la hipótesis de las expectativas racionales. Lucas (1973), sostuvo que los choques no anticipados provocan efectos en el sector real de la economía; mientras que Taylor (1979), sugirió que la política monetaria podía afectar permanentemente la producción.

En la década de los ochentas y noventas, el ciclo económico siguió siendo objeto de estudio por diversos académicos y formuladores de política. Dentro de estos, se destacan Kydland y Prescott (1982), quienes enfatizan en la estructura técnica de la producción para explicar el ciclo económico; Long y Plosser (1983), quienes proponen un modelo de equilibrio con expectativas racionales para analizar las fluctuaciones de la economía; Stock y Watson (1989 y 1991) presentan el modelo factorial dinámico, el cual define el ciclo económico a partir del movimiento común de un conjunto de indicadores bajo estudio; Kydland y Prescott (1990) y Hodrick y Prescott (1997), que exponen una metodología para la medición del ciclo económico; Baxter y King (1995), quienes desarrollan una metodología alternativa método para estimar el ciclo económico; entre otros.

En los últimos años, el interés por el estudio de los ciclos económicos por parte de académicos, gobiernos y organismos internacionales y regionales (FMI, OCDE, Unión Europea y CEPAL, entre otros) ha aumentado notablemente debido a la utilidad que tiene la determinación del ciclo económico, en un contexto de economías con una mayor apertura comercial y por consiguiente mayor sensibilidad a choques externos.

Finalmente, deben mencionarse dos factores detonantes de la investigación de los ciclos económicos: el desarrollo de nuevos procedimientos y metodologías estadísticas y de

programas informáticos que posibilitan la medición del ciclo económico.

2. Definición y métodos para calcular los indicadores cíclicos

Los patrones observados a lo largo del ciclo económico en diversas economías constituyen un sustento empírico para el desarrollo de metodologías que intentan explotar esta regularidad mediante la construcción de indicadores cíclicos. Siguiendo las ideas de Burns y Mitchell (1946) y Moore (1961), los indicadores cíclicos pueden clasificarse en tres tipos: indicadores coincidentes, adelantados y rezagados en función del comportamiento de sus puntos de giro respecto al ciclo económico.

El indicador coincidente presenta un comportamiento sincrónico al ciclo económico de referencia ratificando la evolución contemporánea de la actividad económica e incluso definiendo el ciclo. El indicador adelantado presenta un comportamiento anticipado respecto al ciclo económico de referencia y en ese sentido tiene un carácter predictivo de los cambios coyunturales de la economía. Por su parte, el indicador rezagado responde con cierto desfase jugando un papel confirmativo al revalidar el comportamiento de la actividad económica en meses posteriores e informativo al indicar el estado de los desequilibrios de la economía (Klein y Moore, 1982; Fariña Gómez, 2004).

Existen diferentes metodologías para el cálculo de este tipo de indicadores, dentro de los cuales se destacan la aproximación del National Bureau of Economic Research (NBER) y del Departamento de Comercio de Estados Unidos, la propuesta de la Organización para la Cooperación Económica y el Desarrollo Económicos (OCDE) y la derivada de la implementación de los modelos de análisis factorial desarrollados originalmente por Sargent y Sims (1977) y Geweke (1977), y extendidos posteriormente por otros autores (Stock y Watson, 1989 y 1991; y Forni *et al.*, 2000 y 2005).

El método del NBER tiene su origen en el trabajo elaborado por Burns y Mitchell (1946), cuyo énfasis se encuentra en la descripción de los ciclos económicos. La característica anterior fue interpretada por algunos autores como un intento

por sustituir a los macromodelos teóricos que tratan de explicar las causas de los ciclos económicos; por lo que fue motivo de duras críticas al considerarlo una medición netamente empírica (Koopmans, 1947). A pesar de lo anterior, esta metodología sigue siendo empleada. La aproximación original fue refinada con estudios posteriores en la década de los cincuenta y sesenta (Moore y Shiskin, 1967) y se le sumó la evidencia encontrada en algunos estudios elaborados por Auerbach (1982), Moore (1983), Neftci (1991) y Leeuw (1991) quienes argumentan la consideración de elementos teóricos en el análisis del NBER (citado en Calderón, 2000).

El punto de partida de esta metodología radica en el análisis de un buen número de series macroeconómicas para identificar comportamientos cíclicos y puntos de giro que permitan clasificarlas como indicadores adelantados, coincidentes o rezagados respecto a una fecha de referencia. Como primer paso, las series observadas son filtradas para remover los componentes estacionales e irregulares y posteriormente se procede a la identificación de sus puntos de giro mediante el algoritmo de Bry y Boschan (1971).

Una vez que las series son clasificadas en función de su estructura de rezago la construcción de los correspondientes indicadores cíclicos se realiza de la siguiente manera: *i*) se calculan las variaciones porcentuales simétricas de las series componentes con respecto al mes anterior; *ii*) se promedian las variaciones simétricas utilizando ponderadores que nivelan las amplitudes de las series componentes; y *iii*) se acumula simétricamente el promedio de las variaciones simétricas para obtener el indicador compuesto (Conference Board, 2000).

En la década de los setenta, la OCDE comenzó a desarrollar un sistema de indicadores cíclicos para detectar señales tempranas de puntos de inflexión en la actividad económica, basándose en la aproximación de ciclos de crecimiento. La metodología utilizada a la fecha consiste en la implementación del filtro Hodrick y Prescott para remover la tendencia y componentes irregulares de la serie² y de la rutina modificada

² En 2008, luego de un estudio sobre las propiedades de revisión de los diversos procedimientos de remoción de tendencia, el método PAT/MCD fue reemplazado con la aplicación de un doble filtro de Hodrick-Prescott.

de Bry y Boschan (1971) para establecer los puntos de giro iniciales.

La OCDE publica un sistema de indicadores líderes para sus países miembros y regiones de interés desde el año 1981 y para países no miembros desde el año 2006.

En la década de los ochenta surge la propuesta metodológica de Stock y Watson (1989), quienes definen el ciclo económico a partir del movimiento conjunto y común de todas las variables en estudio y utilizan el análisis de series temporales para calcular los indicadores cíclicos. Esta metodología ha sido extendida en distintas direcciones, por ejemplo mediante el modelo factorial dinámico generalizado propuesto por Forni *et al.* (2000).

Conference Board (2000) establece algunos elementos teóricos que permiten considerar algunas variables como coincidentes, adelantadas y rezagadas respecto al ciclo económico. Estos son:

- En los indicadores coincidentes se podrían considerar variables como el empleo, producción, ingreso personal, y las ventas de manufacturas y comercio; ya que son series que miden la actividad económica agregada por lo que definen el ciclo económico.
- En los indicadores adelantados algunas variables a tratar son las horas promedio laboradas en la semana, nuevas ordenes, expectativas del consumidor, permisos de construcción de casas, precios de acciones y el diferencial de las tasas de interés, son series que tienden a cambiar de dirección anticipadamente al ciclo económico.
- En los indicadores rezagados se podrían incluir variables que representen o midan los costos de hacer negocios, tales como los coeficientes de inventario a ventas y cambio en los costos de unidad laboral. Los costos sociales y del consumidor también son representados por indicadores rezagados, como el cambio en precios al consumidor por servicios y el promedio de duración de desempleo. De esta forma, un incremento acelerado de los indicadores rezagados, provee un aviso de que un desequilibrio debido a un incremento de costos se puede estar desarrollando.

3. Importancia de los indicadores cíclicos

Debido a que los ciclos económicos observados no se encuentran explicados por una sola causa, probada y aceptada, ni tampoco existe una sola cadena de síntomas que haga predecir su comportamiento, se argumenta la construcción de indicadores compuestos que extraen las señales comunes de un conjunto de variables de la economía (MECON, 1997).

En las últimas décadas el interés por calcular los indicadores cíclicos se ha incrementado, debido a que se considera que estos brindan información importante para mejorar las decisiones de política económica de los gobiernos. En la medida que los indicadores cíclicos permiten confirmar y anticipar la dirección de la actividad económica pueden constituirse una herramienta valiosa no solo para mejorar el desempeño del sector público sino también para optimizar las decisiones de inversión y de negocios por parte de la empresa privada y de las familias.

En el caso de las decisiones de política económica, algunos autores precisan la relevancia de los indicadores cíclicos:

- En general, los indicadores cíclicos brindan una comprensión oportuna de las fases cíclicas de la economía nacional, que es esencial para la formulación oportuna de las políticas económicas. (Mongardini y Saadi-Sedik, 2003)
- Los indicadores líderes proporcionan señales tempranas de puntos de giro en la actividad económica, lo cual facilita la puesta en marcha de medidas económicas que busquen la estabilización de las fluctuaciones de la producción (Mohanthy, Singh y Jain, 2003).

III. EXPERIENCIA INTERNACIONAL EN LA CONSTRUCCIÓN DE INDICADORES CÍCLICOS

La evidencia internacional en el estudio y elaboración de sistemas de indicadores cíclicos data de los años treinta, en economías como la estadounidense a través de los estudios publicados por el NBER durante la década de los treinta y cuarenta y de los informes oficiales publicados por el Census Bureau a partir de 1961. Posteriormente, en los años setenta, los países miembros de la OCDE se interesaron en la

caracterización de las fases cíclicas y en la construcción de indicadores económicos de alerta temprana; ya que los consideran como una herramienta importante para la implementación oportuna y adecuada de la política económica. En la mayoría de estos países, la autoridad económica o estadística los publica de manera oficial.

El cálculo de indicadores cíclicos a nivel internacional se centra principalmente en los países desarrollados debido a que cuentan con sistemas estadísticos más robustos y mejores condiciones para hacer frente a las fluctuaciones económicas; lo que facilita, la caracterización del ciclo económico y la elaboración de los indicadores relacionados.

Un reconocido centro de investigación en el estudio del ciclo económico y la construcción de indicadores adelantados a nivel internacional es el Economic Cycle Research Institute (ECRI), un instituto independiente dedicado al desarrollo de la investigación del ciclo de los negocios y a la depuración de herramientas para vigilar y predecir los puntos de inflexión de la economía. Teniendo como fundador a Geoffrey H. Moore, el ECRI ha mantenido la tradición de la investigación cíclica desde que inició operaciones en 1967. Actualmente, el ECRI ha establecido cronologías de referencia para 21 economías del mundo, basándose en indicadores coyunturales y en metodologías *ad hoc*, con las cuales ha logrado estudiar diversos aspectos del ciclo, entre los cuales se destacan el crecimiento económico, el empleo y la inflación.

En los países en desarrollo, los estudios relacionados al establecimiento de una cronología del ciclo económico y la construcción de indicadores anticipados de actividad económica han surgido de forma tardía y dispersa debido sobre todo a la carencia de la información estadística requerida. Algunos autores señalan que factores como: *i*) la baja calidad de la información y poca frecuencia de los datos, lo cual lleva a contar con series cortas en tiempo y con una publicación tardía; *ii*) el predominio de la agricultura que provoca que el ciclo económico tenga mayor dependencia a las fluctuaciones cíclicas del tiempo en los procesos productivos; y *iii*) la alta vulnerabilidad a las crisis internacionales que los hace susceptibles a cambios repentinos en el ciclo económico; incidieron en la elaboración de este tipo de análisis.

En Latinoamérica, se han realizado estudios en Argentina

(2001), Bolivia (1999), Colombia (2001), Chile (2008), Perú (2002, 2003), Venezuela (2003) y Uruguay (2002); y en México donde se publican oficialmente los resultados de un sistema de indicadores cíclicos. Además, debe mencionarse los trabajos publicados por CEPAL (2009) y (Gallardo y Pedersen 2007b) para calcular indicadores líderes en distintos países latinoamericanos.

En la región centroamericana, la experiencia en el cálculo de indicadores cíclicos ha sido mínima, debido posiblemente a las deficiencias en el tipo de información que disponen los países de la región, tales como las pocas series mensuales que permiten medir la economía en el corto plazo y la discontinuidad en la publicación de las mismas (Burgos, 2008). Sin embargo, desde finales de los años noventa el tema ha despertado especial interés manifestándose en la elaboración de estudios sobre indicadores adelantados respecto al ciclo de la inflación en algunos países centroamericanos. Este es el caso de los estudios para Costa Rica (Kikut y Muñoz, 1999) y de Guatemala (Calderón, 2000); publicados por los bancos centrales de dichos países. Adicionalmente, Honduras a través del Instituto Nacional de Estadística ha trabajado en el cálculo de un sistema de indicadores adelantados a la actividad económica (Burgos, 2008).

El estudio de Kikut y Muñoz (1999) propone el cálculo de dos indicadores adelantados al ciclo de la inflación en dicho país; uno que toma como variable de referencia al índice de precios al consumidor y otro que utiliza el índice de inflación núcleo. Por su parte, Calderón (2000), presenta la construcción de un indicador adelantado de la inflación a corto plazo, que toma como variable de referencia a la variación porcentual de la tendencia ciclo del índice de precios al consumidor. De acuerdo a Burgos (2008), ambas experiencias han tenido un avance limitado, ya que los indicadores adelantados “han demostrado ser más eficientes pronosticando el ciclo económico de la actividad económica que el de la inflación”.

A continuación se presentara una breve reseña sobre la implementación de los sistemas de indicadores cíclicos a partir de las metodologías más utilizadas, señaladas en el acápite anterior: la aproximación del NBER, la metodología de la OCDE y los modelos factoriales.

1. Aplicación de la metodología del NBER

En este apartado se presentan una reseña de la aplicación de la metodología del NBER en cuatro países: Estados Unidos, México, Venezuela e Italia. En los dos primeros casos, los indicadores cíclicos resultantes son de uso oficial, mientras que las otras dos experiencias constituyen estudios publicados por las autoridades bancarias.

En 1961, la metodología del NBER comenzó a ser utilizada de forma oficial por la Oficina del Censo del Estados Unidos, que con la cooperación del NBER y el Consejo de Asesores Económicos de Estados Unidos, publicó el informe mensual sobre la evolución del ciclo económico en dicho país. En 1972, el cálculo del ciclo económico y de indicadores cíclicos pasó en manos del Departamento de Comercio de Estados Unidos, quién realizó esta función hasta 1995. La experiencia acumulada por el NBER para la definición del ciclo económico y la estimación de los indicadores coincidentes, adelantados y rezagados de la economía de los Estados Unidos, ha sido depositada en el Conference Board, entidad responsable de la publicación oficial del reporte de los indicadores cíclicos en dicho país desde 1995.³

El Conference Board estudia mensualmente una base de datos de más de 250 series económicas que respaldan los índices compuestos. Al mes de mayo de 2009, el Conference Board reportaba que el indicador líder estaba compuesto por diez variables, el indicador coincidente por cuatro y el indicador rezagado por siete series. Dentro del indicador líder se incluyen indicadores como las horas promedios de fabricación semanal, las solicitudes iniciales semanales de reclamos por seguros de desempleo, el índice de las entregas de proveedores, las expectativas de los consumidores, y el agregado monetario M2, entre otros. Por su parte, el indicador coincidente esta compuesto por indicadores como los empleados no agrícolas, el ingreso personal (menos el pago de transferencias), la producción industrial y las ventas en el sector comercio (Conference Board, 2009).

³ A partir de junio de 2000, el Conference Board amplió el cálculo y publicación de indicadores líderes, coincidentes y rezagados dentro de un programa de estudio de los ciclos de negocios para Alemania, Austria, España, Francia, Japón, Korea, Inglaterra y México.

En México, el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) elabora un sistema de indicadores cíclicos compuesto por un indicador coincidente y otro adelantado de la actividad económica desde 1980, basado en la metodología del NBER. El INEGI analiza una amplia base de datos con indicadores mensuales para detectar las que tienen un buen comportamiento cíclico y clasificarlas con relación al ciclo de la actividad económica mexicana. Actualmente el indicador coincidente y el adelantado están compuestos por seis indicadores cada uno y su uso es oficial para determinar las condiciones coyunturales y proporcionar información que anticipe la trayectoria de la actividad económica (INEGI, 2009).

En Italia, el banco central publicó un estudio elaborado por Altissimo *et al.* (2000) para definir el ciclo económico italiano y calcular indicadores cíclicos, consideró una base de datos de 183 variables para calcular un indicador coincidente compuesto por 12 variables y otro adelantado, que incluye 26 variables (ver el cuadro A. 1).

En Venezuela, el banco central publicó un estudio que estimó indicadores adelantados de la inflación y de la actividad económica para dicho país. Se realizó el análisis considerando 49 indicadores (entre mensuales y trimestrales) de todos los sectores económicos. Además, se tomó como serie de referencia al índice general de actividad económica no petrolera mensual (IGAEMNP) para calcular el indicador adelantado de la actividad económica mensual, el producto interno bruto real trimestral para estimar el indicador adelantado de la actividad económica trimestral y el índice de precios al consumidor para construir el indicador adelantado de la inflación mensual. El estudio presenta la construcción de un indicador adelantado del producto trimestral compuesto de tres indicadores, un indicador adelantado del producto mensual que incluye dos variables y un indicador adelantado de la inflación compuesto de ocho variables (Reyes y Meléndez, 2003).

2. Aplicación de la metodología de la OCDE

La OCDE elabora un sistema de indicadores líderes, desarrollado en la década del setenta y publicado desde 1981 por el Directorio de Estadísticas de la organización. El objetivo

principal de este sistema consiste en proporcionar señales tempranas de los puntos de inflexión y de los movimientos de los ciclos de la actividad económica. (OCDE, 1999)

Actualmente, el sistema de indicadores líderes se calcula para los 29 países miembros de la OCDE, para seis países no miembros desde el año 2006 y para seis regiones de interés de la OCDE. El detalle de estos países y regiones al mes de mayo de 2009 se presenta a continuación:

- Países miembros de la OCDE son: Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, República Checa, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Irlanda, Italia, Japón, Corea, Luxemburgo, México, Holanda, Nueva Zelanda, Noruega, Polonia, Portugal, República Eslovaquia, España, Suecia, Suiza, Turquía, Reino Unido y Estados Unidos.
- Los países no miembros de la OCDE a los que también se calcula un indicador líder son: Brasil, China, India, Indonesia, Rusia y Sudáfrica.
- Las regiones de interés de la OCDE que también cuenta con estimación de un indicador líder son: G7, zona del euro, las cuatro más grandes economías europeas (Francia, Alemania, Reino Unido e Italia), NAFTA (Canadá, México y Estados Unidos), los cinco mayores países de Asia (China, India, Indonesia, Japón y Corea) y los países de Europa del Este miembros de la OCDE (República Checa, Hungría, Polonia y Eslovaquia. Para la mayoría de países se utiliza como serie de referencia: el índice de producción industrial. (OCDE, 2009)

La metodología de la OCDE ha sido retomada por algunos países de la región latinoamericana. El Banco Central de Chile realizó un estudio para calcular un indicador adelantado para la actividad económica de dicho país (Pedersen, 2009), tomando como serie de referencia el indicador mensual de actividad económica (IMACEC). A partir del análisis de 234 indicadores mensuales de importantes sectores económicos de la economía tales como sector real, comercio exterior, sector financiero, y encuestas de expectativas durante un periodo de 12 años (1986-2007), se construyó un indicador del crecimiento económico compuesto por 10 variables. (Ver el cuadro A.1.)

Otros estudios relevantes para América Latina han sido publicados por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), en el marco de una iniciativa impulsada por Naciones Unidas, con apoyo de la OCDE y la Comisión Europea. CEPAL ha estudiado las metodologías internacionales para el cálculo de indicadores líderes (Gallardo y Pedersen, 2007a) y aplicado la metodología de la OCDE para estimar este tipo de indicadores en 11 economías nacionales y tres grupos de países regionales (Gallardo y Pedersen, 2007b). Este último estudio presenta resultados del ciclo económico e indicadores cíclicos para los países de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Honduras, México, Perú, República Dominicana y Venezuela.

Recientemente, la CEPAL (2009) construyó una serie indicadores adelantados de actividad económica para seis de las principales economías latinoamericanas: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú; con el fin de determinar la presencia de señales adelantadas de recuperación en el marco de la recesión mundial. Dicho estudio utilizó información de un grupo de cifras de corto plazo relacionadas con el producto interno bruto de cada economía, e incluyó variables financieras, comerciales y reales con la información disponible hasta mayo del 2009. Los resultados son optimistas sobre posibles cambios de tendencia en el nivel de actividad económica en cinco de los seis países estudiados (Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Perú).

3. Aplicación del modelo factorial dinámico

El modelo factorial dinámico ha sido aplicado en estudios de la zona del euro y de economías de países emergentes, tales como Colombia, Uruguay, Turquía y Jordania. En estos últimos cuatro países, si bien los indicadores cíclicos construidos no se han constituido como oficiales, sirven de base para conocer la experiencia y retomar conclusiones de los resultados obtenidos.

La Unión Europea, a través del Centro de Investigación de Políticas Económica calcula el EuroCoin, principal indicador coincidente y ciclo económico de la zona del euro disponible en tiempo real. El indicador proporciona una estimación del crecimiento mensual del PIB de la zona del euro, mucho

antes de que la cifra del PIB sea publicada. La base de datos incluye casi 1,000 series temporales con homogeneidad en el tiempo y en todos los países de la zona del euro. El conjunto de datos abarca desde enero de 1987.

En América Latina, el modelo de factores dinámicos ha sido retomado para realizar estudios en Colombia y Uruguay. En Colombia, el Banco de la República publicó un estudio donde se calculó un indicador coincidente de la actividad económica, en el cual se analizaron 107 indicadores de la economía colombiana entre enero de 1980 y agosto de 2001; el resultado fue la construcción de un indicador coincidente compuesto por nueve indicadores, entre los cuales se pueden mencionar: el volumen actual de pedidos por atender en la industria, el índice de producción real de la industria manufacturera sin trilla de café, el índice de empleo de obreros de la industria, la producción de cemento y la demanda de energía más consumo de gas residencial e industrial, entre otros. (Melo *et al.*, 2001)

En Uruguay, el banco central calculó un indicador coincidente de la actividad económica compuesto de cuatro indicadores: la recaudación real del IVA, las importaciones de bienes –excluido el petróleo y los destilados–, el índice de volumen físico de la industria manufacturera y las ventas de cemento (Masoller, 2002). El análisis se realizó a partir de 50 indicadores mensuales, comprendiendo el periodo enero de 1989 y junio de 2001.

En otras regiones del mundo, el Fondo Monetario Internacional ha publicado documentos de trabajo sobre la construcción de indicadores cíclicos mediante la aplicación del modelo factorial dinámico en Turquía (Leigh y Rossi, 2002) y en Jordania (Mongardini y Saadi-Sedik, 2003). En Turquía, el estudio presenta la construcción de un indicador líder de la actividad económica compuesto por cuatro variables y de un indicador adelantado al ciclo de la inflación que lo componen cuatro variables. En Jordania, el estudio muestra el cálculo de un indicador líder y otro coincidente de la actividad económica, los cuales están compuestos por cinco indicadores en cada caso (ver el cuadro A.1).

4. Otras metodologías

Otra metodología aplicada para el cálculo de indicadores

cíclicos es el modelo autorregresivo de distribución rezagada, utilizado para calcular indicadores cíclicos de la actividad económica en Argentina (Simeone, 2001). En el estudio se toma como serie de referencia al producto interno bruto real y se analiza una base de datos corta, conformada por 28 indicadores trimestrales, en un periodo de siete años. El estudio tiene como resultado la elaboración de tres modelos compuestos

CUADRO 1. INDICADORES UTILIZADOS EN LA CONSTRUCCIÓN DE INDICADORES COINCIDENTES Y ADELANTADOS

<i>Indicador cíclico</i>	<i>Indicadores considerados con frecuencia</i>	<i>País/estudio</i>
Coincidente	Producción industrial/actividad industrial	Colombia (Melo <i>et al.</i> , 2001); Estados Unidos (Conference Board, 2009); OCDE (2009); Italia (Altissimo <i>et al.</i> , 2000); y México (INEGI, 2009).
	Índice de ventas sector comercio	Estados Unidos (Conference Board, 2009); y México (INEGI, 2009).
	Importaciones de bienes	Colombia (Melo <i>et al.</i> , 2001) Jordania (Mongardini y Saadi-Sedik, 2003); e Italia (Altissimo <i>et al.</i> , 2000)
	Tasa de desempleo/desocupación	OCDE (2009); y México (INEGI, 2009).
	Empleados no agrícola/industria	Colombia (Melo <i>et al.</i> , 2001); Estados Unidos (Conference Board, 2009).
Adelantado	Horas trabajadas por la industria/fábricas	Estados Unidos (Conference Board, 2009); Italia (Altissimo <i>et al.</i> , 2000); y México (INEGI, 2009).
	Tipo de cambio real	OCDE (2009); y México (INEGI, 2009).
	Agregados monetarios (M2, base monetaria)	Colombia (Melo <i>et al.</i> , 2001); Chile (Pedersen, 2009); Estados Unidos (Conference Board, 2009); Venezuela (Reyes y Meléndez, 2003); y Turquía (Leigh y Rossi, 2002).
	Índice de actividad/producción del sector construcción	Chile (Pedersen, 2009); y México (INEGI, 2009).
	Índices de actividad bursátil/precio acciones	OCDE (2009); Jordania (Mongardini y Saadi-Sedik, 2003); y Turquía (Leigh y Rossi, 2002).
Rezagado	Inventarios de la industria manufacturera y el comercio	Estados Unidos (Conference Board, 2009)
	Índice de precios al consumidor para los servicios	

FUENTE: Elaboración propia con base en los estudios citados.

por tres variables para construir el indicador coincidente.

El cuadro 1, muestra una recopilación de los indicadores frecuentemente utilizados en la composición de los indicadores coincidentes y adelantados.

IV. ESTIMACIÓN DE LOS INDICADORES CÍCLICOS PARA LA ECONOMÍA SALVADOREÑA

La relevancia de contar con indicadores que permitan realizar un análisis adecuado de la situación actual de una economía y de anticipar en alguna medida los desarrollos en el corto plazo, se evidencia en la construcción de sistemas de indicadores cíclicos de alerta temprana en diversas economías desarrolladas y en desarrollo.

Los comovimientos observados entre un buen número de variables económicas a lo largo del ciclo constituyen la base para el desarrollo de los denominados indicadores coincidentes y adelantados. Los indicadores compuestos permiten reflejar los patrones de movimiento común de un panel de datos y por lo tanto proporcionar una señal más clara y convincente del estado de una economía.

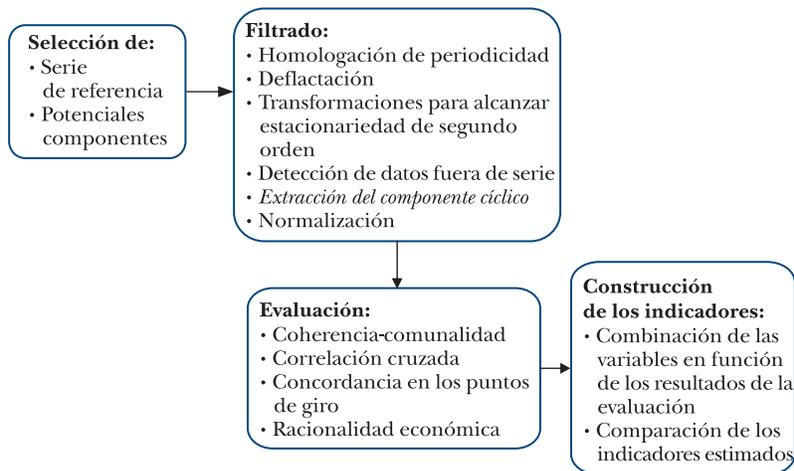
Adicionalmente, la exploración de las relaciones de los diferentes factores participantes en una economía, dentro de un sistema de indicadores cíclicos, permite inferir con mayor precisión la dirección que puede tomar en el corto plazo. Esta última propiedad convierte a los indicadores cíclicos en una herramienta importante para la implementación oportuna y certera de la política económica y para la mejora del proceso de toma de decisiones de los agentes económicos en general. Este documento constituye un primer esfuerzo en la construcción de un sistema de indicadores cíclicos para la economía salvadoreña, donde a la fecha no se ha desarrollado un sistema de ésta naturaleza.

1. Procedimiento y base de datos

El proceso de construcción de indicadores cíclicos comprende una cadena de etapas y pasos subsecuentes que deben ser aplicados a las series consideradas potenciales componentes de los mismos y a la serie de referencia del ciclo

predefinida. El diagrama 1 sintetiza las principales etapas del proceso.

DIAGRAMA 1. PASOS PARA LA CONSTRUCCIÓN DE LOS INDICADORES CÍCLICOS



FUENTE: Elaboración propia con base en la literatura revisada y las metodologías elegidas.

a) Selección de serie de referencia y componentes

La construcción de un sistema de indicadores cíclicos requiere el establecimiento de un ciclo económico de referencia que permita evaluar el estado actual de la economía y documentar el comportamiento de los diferentes sectores de actividad económica en función de las fechas indentificadas de los puntos de inflexión identificados.⁴

La revisión de la literatura empírica indica que la medición del ciclo económico se ha realizado a través de diferentes indicadores de actividad univariados o multivariados: el producto interno bruto (PIB), diferentes indicadores de actividad industrial o económica en general, así como una serie de índices compuestos son frecuentemente empleados como variables sustituta (proxy) para establecer el comportamiento cíclico de una economía.

En El Salvador se han realizado algunos ejercicios previos

⁴ El detalle de los criterios para señalar picos y valles se aborda en los apartados subsiguientes.

de identificación de fechas del ciclo tomando como referencia el producto real anual para el periodo 1950-2000 (Fuentes y Tobar, 2002), 1970-2003 (Fuentes y Tobar, 2004) y 1970-2008 (Fuentes, 2009). Sin embargo, dada la naturaleza y objetivos de este estudio, la frecuencia de la serie de referencia que se utilizará debe ser modificada a una más alta. Por lo tanto, en este documento, se emplea como primera aproximación de referencia al producto interno bruto trimestral a precios constantes de 1990 (PIBt), y se identifica el ciclo de las desviaciones de la serie de referencia respecto a su tendencia (ciclo de crecimiento).

La revisión inicial de los indicadores disponibles evidenció que el PIBt representa de manera adecuada y confiable el comportamiento de la economía salvadoreña. Esta serie está disponible para el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1990 y el cuarto trimestre de 2008, que corresponde a una duración de 19 años; pese a ser un periodo relativamente corto respecto a la amplitud recomendada para el análisis cíclico,⁵ su extensión posibilita realizar un primer ejercicio de esta naturaleza con series de periodicidad trimestral para la economía salvadoreña.

El conjunto de variables a incluir en el proceso de construcción de los indicadores, abarcó las distintas áreas de la economía:⁶ variables de los sectores real, monetario, financiero, fiscal, externo, indicadores de expectativas de los empresarios locales así como algunos indicadores de la economía estadounidense, en tanto principal socio comercial. La información fue obtenida del sitio web del Banco Central de Reserva de El Salvador, los informes de coyuntura trimestral de la Fundación Salvadoreña para el Desarrollo Económico y Social (FUSADES) e información del sitio web de la Reserva Federal (FED), del Bureau of Economics Analysis y del Bureau of Labor Statistics. El cuadro 2 sintetiza la información de los componentes potenciales de los indicadores cíclicos de acuerdo a su disponibilidad temporal.

Algunos indicadores que conformaron la base inicial recopilada fueron descartados debido a su escasa extensión, por

⁵ Algunos autores sugieren que es deseable disponer de al menos 40 años de información para realizar un análisis adecuado.

⁶ Las series incluidas en cada área se detallan en el cuadro A. 2.

CUADRO 2. INDICADORES DE CORTO PLAZO DE DISPONIBILIDAD PÚBLICA A PARTIR DE 1990

<i>Variables</i>	<i>1990</i>	<i>1991</i>	<i>1992</i>	<i>1993</i>
Empleo		10		
Economía estadounidense	7		5	3
Encuestas de opinión				12
Indicadores de precios	4			
Indicadores de actividad	12	3		
Monetarias y financieras	3			
Otros indicadores	8			
Sector fiscal			7	
Sector externo		16		
Series disponibles	34	29	12	15
<i>Total acumulado</i>		<i>63</i>	<i>75</i>	<i>90</i>
Núm. de años		18	17	16
Núm. de observaciones		72	68	64

FUENTE: Elaboración propia basada en la recopilación inicial de 215 series estadísticas disponibles para la economía salvadoreña desarrollada por M. Araniva y R. Salazar y extensiones y actualizaciones posteriores realizadas por los autores del documento.

ejemplo las encuestas de confianza del consumidor realizadas por FUSADES datan del año 2000 y las de confianza empresarial del año 2003. Asimismo, los indicadores provenientes de las encuestas de opinión se interpolaron por un periodo de dos años para ser incluidos dentro del análisis, ya que los primeros índices de esta naturaleza fueron estimados en 1994.

2. Tratamiento previo de las series

La estimación del ciclo económico a partir de una determinada serie de referencia supone que las series de tiempo están constituidas por una serie de componentes no observados que pueden ser separados mediante diversas técnicas de extracción de señales, sin que a la fecha exista un consenso teórico ni empírico sobre cual es la forma más adecuada para su obtención.

El análisis clásico de series de tiempo asume que las series observadas se pueden descomponer en al menos cuatro componentes: tendencia (μ_t), ciclo (c_t), estacionalidad (s_t) y un componente de innovaciones denominado irregular (ε_t) (Enders, 2004; Harvey y Koopmans, 2000). Si la señal cíclica (c_t) constituye el componente de interés de una determinada

serie de tiempo observada (x_t) y se asume una forma funcional aditiva:⁷

$$(1) \quad x_t = c_t + n_t$$

La señal puede ser extraída removiendo el resto de componentes de la serie en estudio incluidos en n_t :

$$(2) \quad n_t = \mu_t + s_t + \varepsilon_t$$

Desde la perspectiva del trabajo aplicado, la obtención de c_t implica la transformación de la serie original mediante una serie de filtros que permitan eliminar el comportamiento no estacionario presente, por lo general, en los componentes estacional y tendencia, y el componente irregular. Este procedimiento requiere la adecuada identificación de los componentes presentes en una serie y la correspondiente aplicación de diferencias regulares o estacionales u otro tipo de filtros que permitan alcanzar el requerimiento estándar en la modelización de series de tiempo denominado estacionariedad en covarianzas. Este requerimiento, se impone para evitar posibles asociaciones espurias entre los indicadores analizados y el indicador de referencia.

a) Filtros

La etapa siguiente del proceso de construcción –el uso de filtros– se realizó para todas las series en función de sus correspondientes periodos; sin embargo, en las siguientes etapas se consideraron únicamente los conjuntos de datos con periodo común que iniciaban en 1992 y en 1993, con el objeto de incluir el mayor número de series posibles al análisis, se puso en la balanza el tradeoff existente entre la cantidad de observaciones y la diversidad de sectores o tipo de información que se incluiría en el panel.

El primer paso del filtrado consistió en la homologación de la series en términos de frecuencia. En este caso considerando la periodicidad trimestral de la serie de referencia se procedió a trimestralizar las series con periodicidad mensual,

⁷ Dado que una descomposición multiplicativa puede ser transformada en una estructura aditiva, esta última puede verse como una generalización adecuada.

mediante promedios simples (ver el cuadro A. 2). Posteriormente, se deflactaron las series expresadas en términos nominales –para trabajar en términos reales– y para esto se utilizó el deflactor del PIB como indicador de precios.

Los siguientes pasos dentro del proceso de filtrado o tratamiento previo de las series se realizaron mediante dos procedimientos alternativos: el primero denominado filtrado tradicional, es aplicado frecuentemente en los trabajos empíricos para extraer el componente cíclico de las series (Altissimo *et al.*, 2000; OCDE, 2008; entre otros). Mientras que el segundo tratamiento, constituye un procedimiento que intenta mejorar la señal cíclica obtenida y corresponde a la aplicación de la metodología propuesta por Kaiser y Maravall (2005) para este fin. Las técnicas aplicadas en cada uno de ellos se detallan a continuación:

Filtrado tradicional

El filtrado tradicional realiza la identificación del patrón cíclico subyacente de las series en cuestión mediante la aplicación de dos pasos: el primero consiste en la remoción del componente estacional (s_t) y de los *outliers*:

$$(3) \quad x_t - s_t = c_t + \mu_t + \varepsilon_t$$

Posteriormente se aplica un filtro para separar los componentes: tendencia (μ_t) e irregular (ε_t):

$$(4) \quad x_t - \mu_t - s_t - \varepsilon_t = c_t$$

Este proceso se llevo a cabo mediante la modelización ARIMA e identificación automática de *outliers*, disponibles en el programa TRAMO-SEATS (time series regression with ARIMA noise, missing observation, and outlier and signal extraction in ARIMA time series de Gómez y Maravall, 1999), del cual se obtuvo las series ajustadas estacionalmente y corregidas de datos fuera de serie. Posteriormente se procedió a la remoción de los componentes restantes mediante el empleo del filtro Baxter y King (BK) y alternativamente a través del filtro Hodrick-Prescott (HP).

El filtro BK permite extraer las variaciones con una determinada periodicidad, mientras que el filtro HP separa los componentes de largo plazo de las series tratadas. El periodo

central alrededor del cual se construirá el ciclo pertenece al rango de 36 a 40 trimestres que corresponde en términos anuales a una extensión de ocho a diez años.

Aplicación de filtros con la metodología de Kaiser y Maravall (2005)

La metodología desarrollada por Kaiser y Maravall (2005), intenta mejorar la estabilidad de las estimaciones al final de las series y reducir la erraticidad de la señal cíclica. Dichos autores sugieren realizar la separación de los componentes inobservables mediante una modelización ARIMA (AMB) de las series en estudio, con el objeto de evitar la generación de componentes espurios y respetar las características específicas de las series que se tratarán. Una vez realizada la identificación del modelo se remueven, en un primer paso, los componentes estacional (s_t) e irregular (ε_t):

$$(5) \quad x_t - s_t - \varepsilon_t = c_t + \mu_t$$

Posteriormente mediante la aplicación de una versión modificada del filtro Hodrick-Prescott (HPM) se extrae la tendencia remanente (μ_t) (Kaiser y Maravall, 2001):

$$(6) \quad x_t - s_t - \mu_t - \varepsilon_t = c_t$$

La extracción del componente tendencia ciclo ($\mu_t + c_t$) de las series se realizó para la mayoría de las variables a través de la identificación automática proporcionada por TRAMO-SEATS, cuyos cuadros de resultado proveen este componente con sus correspondientes predicciones. La serie obtenida, ajustada estacionalmente y sin ruido, es subsiguientemente separada en sus componentes tendencia (μ_t) y ciclo (c_t). La señal cíclica se deriva mediante la siguiente expresión:

$$(7) \quad \hat{c}_t = k_c \frac{(1-B)^2(1-F)^2}{\theta_{HP}(B)\theta_{HP}(F)} \hat{\mu}_t$$

Los parámetros del filtro $\frac{(1-B)^2(1-F)^2}{\theta_{HP}(B)\theta_{HP}(F)}$, pueden ser fácilmente obtenidos para un λ determinado de acuerdo al cálculo secuencial presentado de manera detallada en Kaiser y Maravall (2005). Esta estimación es equivalente a la aplicación

del filtro Hodrick Prescott, a la serie en tendencia ciclo extendida hacia atrás y hacia delante en al menos cuatro periodos con un punto de corte $\tau_0 = 10$ años, es decir, para un $\tau > \tau_0$ la variación de la serie será asignada al componente de tendencia.

Una vez obtenido el componente cíclico de las series en estudio se procede a su estandarización o normalización, mediante la sustracción de la media correspondiente de las observaciones estimadas y dividiéndolas entre su desviación estándar, con el objeto de que los resultados sean independientes de la unidad de medida de las series y de esta forma corregir posibles sesgos derivados de las diferencias de medición.

3. Metodologías aplicadas

Para evaluar la inclusión de cada una de las variables en la composición de los indicadores cíclicos, se analizan en una primera etapa diferentes estadísticos multivariados como la coherencia, las correlaciones cruzadas, la estructura de rezagos y la relación entre la varianza del componente común y la del resto de las series o comunalidad. Los estimadores que se evaluarán en el proceso de discriminación de las series dependen de la metodología empleada para la construcción de los indicadores. En este documento se hizo uso del método utilizado por el NBER y del análisis factorial.⁸

a) Evaluación

NBER

Esta aproximación se basa en la observación de las estadísticas descriptivas y la semejanza en el comportamiento de las series respecto a una variable de referencia para elaborar indicadores coincidentes, adelantados y rezagados. En particular la selección de variables se realiza observando los estadísticos de coherencia y correlación cruzada máxima, estimados para cada una de las variables respecto a la serie de referencia;

⁸ Las estimaciones de estas metodologías fueron realizadas con el software BUSY: Tools and Practices for Business Cycle Analysis in European Union (2003).

estableciendo un coeficiente de 0.40 como el valor-piso de inclusión para ambos estimadores.

Modelo factorial dinámico

Una de las áreas del análisis económico en la que los modelos factoriales han sido extensamente aplicados consiste en la modelización o construcción de indicadores de actividad económica (Stock y Watson, 1999; Altissimo *et al.*, 2001; Forni *et al.*, 2001). La idea básica de este tipo de modelos consiste en asumir que el conjunto de variables (x_{it}) puede ser representado como la suma de dos componentes inobservables que son mutuamente independientes: un componente común (χ_{it}) y uno idiosincrático (ε_{it}):

$$(8) \quad x_{it} = \chi_{it} + \varepsilon_{it}$$

El primero de estos componentes es afectado por un número reducido de factores o choques (q) que son comunes a todas las variables; aunque con un impacto diferenciado. Mientras que, el componente idiosincrático intenta capturar la variabilidad específica de cada serie y los errores aleatorios.

La estimación desarrollada en este documento está basada en el modelo factorial dinámico generalizado propuesto por Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2000) y es realizada sobre el componente cíclico estimado con los filtros BK, HP y HPM para cada una de las series que conforman el panel de datos. En esta aproximación el componente común obtenido para el PIBt se convierte en la serie de referencia.⁹

La matriz de componentes comunes es estimada usando la proyección de x_{nt} en los primeros (q) factores ortogonales. Los factores y sus covarianzas son estimados en el dominio de la frecuencia como sigue.

Sea x_{nt} un conjunto de observaciones para $i = 1, \dots, n$; $t = 1 \dots T$; $\sum_n^T(\theta) = (\sigma_{ij}^T(\theta)), \theta \in [-\pi, \pi], j = 1, \dots, q$ un estimador de una ventana de rezago arbitraria de la densidad espectral

⁹ En adelante se usa indistintamente los términos: componente común del ciclo del PIBt o componente común del PIBt, para nombrar a esta variable estimada.

$\sum_n^x(\theta) = (\sigma_{ij}^T(\theta))$ de xnt basado en las matrices empíricas de covarianzas cruzadas $\Gamma_k^{nT} = (n-k) \sum_{t=k+1}^T x_{nt}x_{n,t-k}$, la autocovarianza de orden k, $\lambda_{nj}^T(\theta)$ y $P_{nj}^T(\theta) = (P_{nj,1}^T(\theta), \dots, P_{nj,n}^T(\theta))$ los j-ésimos mayores eigenvalores y sus correspondientes eigenvectores fila (Fuentes, 2008).

De acuerdo a Forni *et al.* (2000) el componente común es estimado mediante los eigenvectores estimados previamente de acuerdo a la siguiente formulación:

$$(9) \hat{\chi}_{it} = \chi_{nt}^T = (\chi_{it,n}^T, \dots, \chi_{nt,n}^T)' = \tilde{P}_{ni}^T(L)(P_{n1}^T(L)x_{nt} + \dots + \tilde{P}_{nq}^T(L)P_{nq}^T(L)x_{nt})$$

donde:

$$(10) \quad P_{ni}^T(L) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \left[\int P_{nj}^T(\theta) e^{ik\theta} d\theta \right] L^k$$

La tilde denota conjugada compleja y transposición.

Para realizar la estimación empírica, este procedimiento requiere la elección previa de una serie de parámetros como el número de factores, las variables que se incorporarán, el rango de frecuencias y el tipo de ventana de rezagos que se utilizarán. Respecto a la elección del número de factores (q), se han propuesto una gran variedad de criterios (Forni *et al.*, 2000; Bai y Ng, 2002; Moon y Perron, 2004; Breitung y Kretschmer, 2004; entre otros), sin embargo, dado que producen resultados ambiguos no existe una guía clara para su establecimiento.

En este trabajo se empleó el criterio propuesto por Forni *et al.* (2000), que consiste en analizar el comportamiento promedio, sobre el rango de frecuencias, de los primeros q eigenvalores empíricos y las diferencias existentes entre la varianza explicada por el componente q y el componente q+1. Los resultados obtenidos indican en primer término, que los dos primeros eigenvalores exhiben una pendiente positiva, en el caso del primero claramente divergente; y en segundo lugar, que existe una brecha mayor a 5%, sugerido por dichos autores, entre la varianza explicada por el segundo y por el tercer componente que apunta a la identificación de dos factores para el conjunto de datos del estudio. Adicionalmente,

los dos primeros factores explican en promedio más de 50% de la varianza total de las series, coeficiente contemplado entre las cotas frecuentemente sugeridas [50%,70%] como pauta para seleccionar el número de factores. (Ver el cuadro A. 4.)

Una vez estimada la matriz de componentes comunes a partir de los parámetros anteriores, las variables que se incorporarán en los indicadores cíclicos se seleccionaron tomando en consideración al estadístico coeficiente varianza del componente común a varianza de las series, cuyo valor oscila en el rango [0, 1]. Las variables que exhiben una alta comunalidad con el resto de series en el estudio tendrán un coeficiente cercano a uno. Las series que muestren una baja comunalidad o una baja correlación con el componente común del resto de variables en el conjunto, son excluidas de forma iterativa hasta que permanezcan dentro del conjunto de análisis sólo las series que satisfagan los coeficientes prefijados como criterio de inclusión de 0.5 y 0.4, respectivamente.

Respecto a las variables que se incorporarán, es importante señalar, que los modelos factoriales permiten incorporar una gran cantidad de información en las aplicaciones que se desarrollan; sin embargo, la adición de variables de forma ilimitada no necesariamente conlleva mejoras de eficiencia (Fuentes, 2008). Stock y Watson (2000), encuentran que después de 50 variables, la inclusión de series adicionales se traduce en una reducción de las ganancias marginales. Otros autores como Boivin y Ng (2006), encuentran resultados satisfactorios con 40 series preseleccionadas y un debilitamiento en el desempeño del pronóstico cuando se incrementa ese número.

Algunos autores, sugieren que la calidad de la información que se incluye en el panel también es relevante para los resultados de la estimación, debido a que el espacio estimado es una función de las variables incorporadas,¹⁰ la extensión del panel elegido puede representar una mejora en la eficiencia de la estimación pero también puede empeorarla (Schumacher, 2005; Schneider y Spitzer, 2004; entre otros). Una diversidad de criterios se encuentra disponible a la fecha para realizar este proceso, sin que exista consenso sobre el tema.

El cuadro 3 resume el número de variables que de acuerdo

¹⁰ El componente común estimado depende de las variables incluidas en el panel.

a cada tipo de filtrado y metodología superaron las etapas de evaluación descritas hasta este momento.¹¹

CUADRO 3. NÚMERO DE VARIABLES QUE HAN SUPERADO LOS PASOS DE EVALUACIÓN INDICADOS

<i>Serie de referencia/tipo de filtro</i>	<i>Filtrado tradicional</i>		<i>Filtrado AMB</i>
	<i>BK</i>	<i>HP</i>	<i>HP modificado</i>
Componente cíclico del PIB ^a	12	12	15
Componente común del PIB ^b	30	38	35

FUENTE: Elaboración propia.

^a Corresponde a la metodología del NBER. ^b Corresponde a la metodología de modelos factoriales, aplicada sobre el componente cíclico de cada una de las series en el panel.

Luego, las series que cumplen con los requisitos predefinidos para los diferentes estadísticos multivariados se valoran en términos de su concordancia con los puntos de giro con respecto a la serie de referencia y su estructura de rezago correspondiente, esto es, sus características de adelanto, coincidencia o rezago. Finalmente, se contrasta la racionalidad económica que fundamenta su elección. Los últimos pasos de la etapa de evaluación y la etapa de construcción de indicadores se presentan en el apartado siguiente: Resultados de la estimación.

V. CÁLCULO DE LOS INDICADORES CÍCLICOS PARA LA ECONOMÍA SALVADOREÑA

La construcción de los indicadores cíclicos requiere en este punto de la definición de un ciclo de referencia con respecto al cual se valoren las variables seleccionadas en el apartado anterior. Como se explicó en la etapa de filtrado, la obtención del componente cíclico de la series en el estudio se realizó mediante diferentes metodologías a partir de las cuales se definirá el ciclo de referencia para la economía salvadoreña.

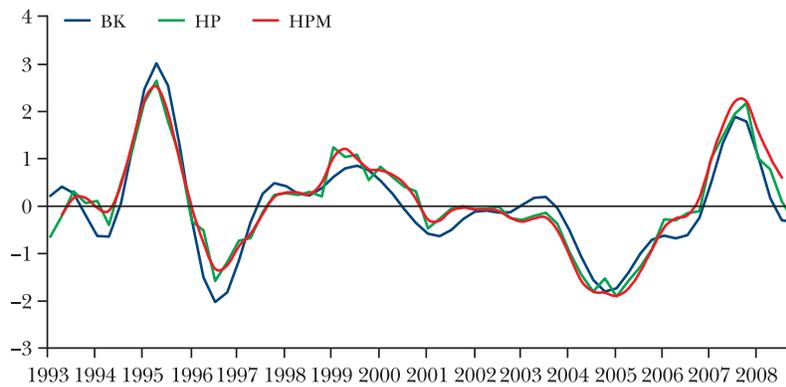
1. Caracterización del ciclo económico

El procedimiento propuesto por Bry y Broshan (1971) se

¹¹ Los estadísticos multivariados se detallan en los cuadros A.4 y A.5.

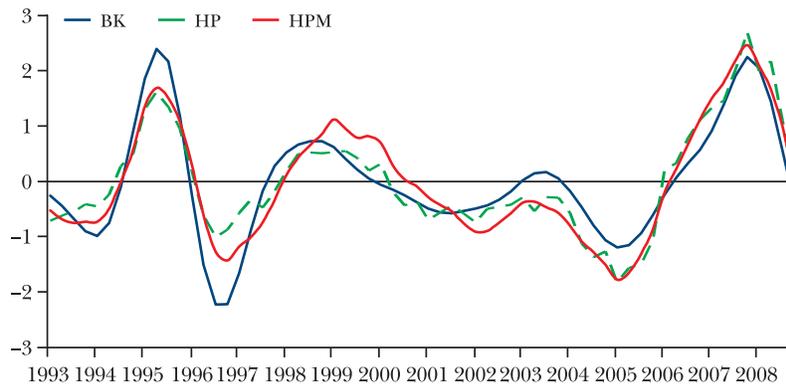
utilizó para realizar la identificación de fechas del ciclo; donde, como series de referencia se consideraron al componente cíclico del PIB trimestral y al componente común del PIB trimestral. Los resultados se presentan en las gráficas I y II.

GRÁFICA I. COMPONENTE CÍCLICO DEL PIBt, 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)



FUENTE: Elaboración propia con base en la estimación del componente cíclico del PIBt obtenidos con los filtros: Baxter y King, Hodrick Prescott y Hodrick Prescott Modificado.

GRÁFICA II. COMPONENTE COMÚN DEL CICLO DEL PIBt, 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)



FUENTE: Elaboración propia con base en la estimación del componente común del ciclo del PIBt, obtenidos con los filtros: Baxter y King, Hodrick Prescott y Hodrick Prescott Modificado.

La semejanza observada en las estimaciones del componente cíclico para los diferentes tipos de filtrado y de variable de referencia robustece la identificación de la cronología básica

del ciclo y el análisis derivado de la misma. Los puntos de giro identificados y las propiedades de las señales cíclicas obtenidas para el componente cíclico del PIBt se resumen en el cuadro 4.

CUADRO 4. PUNTOS DE GIRO Y PROPIEDADES CÍCLICAS

<i>Puntos de giro</i>		<i>Duración</i>		<i>Amplitud</i>		<i>Intensidad</i>	
<i>Pico</i>	<i>Valle</i>	<i>Expans.</i>	<i>Contracc.</i>	<i>Expans.</i>	<i>Contracc.</i>	<i>Expans.</i>	<i>Contracc.</i>
Filtro Baxter-King							
-	II/1994						
II/1995	III/1996	4	5	3.7	5.0	0.9	1.0
III/1999	II/2001	12	7	2.9	1.5	0.2	0.2
III/2003	IV/2004	9	5	0.8	2.0	0.1	0.4
IV/2007		12		3.6		0.3	
	mediana	10.5	5	3.2	2.0	0.3	0.4
	promedio	9.3	5.7	2.7	2.8	0.4	0.5
Filtro Hodrick-Prescott							
II/1995	III/1996		5		3.4		0.7
I/1999	I/2005	10	24	2.8	3.2	0.3	0.1
IV/2007		11		4.1		0.4	
	mediana	10.5	14.5	3.5	3.3	0.3	0.4
	promedio	10.5	14.5	3.5	3.3	0.3	0.4
Filtro HP modificado							
II/1995	III/1996		5		3.9		0.8
II/1999	I/2005	11	23	2.5	3.1	0.2	0.1
IV/2007		11		4.1		0.4	
	mediana	11	14	3.3	3.5	0.3	0.5
	promedio	11	14	3.3	3.5	0.3	0.5

FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados obtenidos con cada filtro.

NOTAS: Serie de referencia: componente cíclico del PIB trimestral. Duración: número de trimestres que dura la fase expansivo y contractiva, respectivamente. Amplitud: diferencia en valor absoluto entre el valor de la señal cíclica entre el punto mínimo y máximo correspondiente. Intensidad: cociente de la amplitud sobre la duración de una fase.

La aplicación de la rutina de identificación de fechas sobre el componente cíclico del PIB trimestral, derivado de los filtros HP y HPM (véase cuadro 4), identifica cuatro fases: dos contractivas y dos expansivas. La primera fase contractiva es marcada del tercer trimestre de 1995 al tercer trimestre de 1996, seguida de una expansión que concluye en 1999. De acuerdo con el filtrado HP el pico es fechado en el primer trimestre de 1999; mientras que, para el HPM el pico se recono-

ce en el segundo trimestre de 1999; siendo ésta la única discrepancia de fechas entre estos filtros.

La segunda fase contractiva da inicio en 1999 y concluye en el primer trimestre de 2005 es continuada por una expansión que se prolonga hasta el cuarto trimestre de 2007, cuando inicia una nueva etapa contractiva que se extiende hasta el cierre del periodo de estudio.

La fecha que se obtuvo con el filtro de BK difiere de las anteriores al identificar una etapa expansiva adicional, ubicada dentro de la fase recesiva del periodo comprendido entre el segundo o tercer trimestre de 1999 y el primero de 2005, registrada por los filtros previos. A diferencia de las fechas correspondientes a los filtros HP y HPM, BK identifica una etapa contractiva entre el cuarto trimestre de 1999 y el segundo trimestre de 2001, seguida por un episodio de recuperación comprendido entre el tercer trimestre de 2001 y el tercer trimestre de 2003. Posteriormente, se identifica una nueva etapa contractiva entre el cuarto trimestre de 2003 y el cuarto trimestre de 2004, y finaliza con una etapa expansiva que se alarga hasta el cuarto trimestre de 2007.

Las propiedades del ciclo económico, con el componente cíclico del PIB trimestral como serie de referencia, muestran que la fecha derivada del filtro Baxter y King identifica ciclos más cortos y en consecuencia establece un mayor número de ciclos que los obtenidos con los filtros Hodrick-Prescott y Hodrick-Prescott modificado. Las fases expansivas y contractivas obtenidas con el filtro Baxter-King tienen en promedio una menor duración y amplitud, con lo cual registran una mayor intensidad que la resultante de los otros dos métodos.

En el caso de las fechas derivadas del componente común del PIB, las discrepancias se concentran al inicio del periodo de estudio y para el periodo 2003-2005, al igual que para el componente cíclico del PIB trimestral (ver el cuadro 5).

El filtro HPM, es el único que reconoce una etapa expansiva entre el cuarto trimestre de 1993 y el segundo trimestre de 1995 y una contracción entre el tercer trimestre de 1995 y el cuarto trimestre de 1996. De acuerdo con el filtro BK, en el cuarto trimestre de 1996 da inicio una primera expansión que se prolonga hasta el tercer trimestre de 1998, seguida por una contracción comprendida entre el cuarto trimestre de 1998 y el tercer trimestre de 2001. Esta última contracción y la

CUADRO 5. PUNTOS DE GIRO Y PROPIEDADES CÍCLICAS

<i>Puntos de giro</i>		<i>Duración</i>		<i>Amplitud</i>		<i>Intensidad</i>	
<i>Pico</i>	<i>Valle</i>	<i>Expans.</i>	<i>Contracc.</i>	<i>Expans.</i>	<i>Contracc.</i>	<i>Expans.</i>	<i>Contracc.</i>
Filtro Baxter-King							
	III/1996						
III/1998	III/2001	8	12	3.0	1.3	0.4	0.1
III/2003	I/2005	8	6	0.7	1.4	0.1	0.2
IV/2007		11		3.5		0.3	
	mediana	8	9	3.0	1.3	0.3	0.2
	promedio	9	9	2.4	1.3	0.3	0.2
Filtro Hodrick-Prescott							
II/1999	I/2002		11		1.3		0.1
III/2003	I/2005	6	6	0.5	1.5	0.1	0.3
IV/2007		11		4.5		0.4	
	mediana	8.5	8.5	2.5	1.4	0.2	0.2
	promedio	8.5	8.5	2.5	1.4	0.2	0.2
Filtro HP modificado							
	III/1993						
II/1995	IV/1996	7	6	2.4	3.1	0.3	0.5
I/1999	I/2005	9	24	2.5	2.9	0.3	0.1
IV/2007		11		4.2		0.4	
	mediana	9	15	2.5	3.0	0.3	0.3
	promedio	9	15	3.1	3.0	0.3	0.3

FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial dinámico (MFD) estimado para cada tipo de filtro.

NOTAS: Serie de referencia: componente común del ciclo del PIBt. Duración: número de trimestres que dura la fase expansiva y contractiva, respectivamente. Amplitud: diferencia en valor absoluto entre el valor de la señal cíclica entre el punto mínimo y máximo correspondiente. Intensidad: cociente de la amplitud sobre la duración de una fase.

subsecuente expansión que finaliza en el tercer trimestre de 2003 son registradas también por el filtro HP con pequeñas diferencias; pero no por la fecha derivada del filtro HPM que luego de la fase expansiva definida entre 1996 y 1999, establece una etapa contractiva que inicia en el segundo trimestre de 1999 y finaliza en el primer trimestre de 2005. La última etapa expansiva que inicia en el segundo trimestre de 2005 y finaliza en el cuarto trimestre de 2007, es común a todos los filtros y series de referencia.¹²

¹² Para el componente cíclico del PIB trimestral, de acuerdo al filtro BK la expansión inicia un trimestre antes, en el primer trimestre de 2005

Para los ciclos económicos obtenidos a partir del componente común del PIB se observa la detección de un mayor número de ciclos con los filtros Baxter-King y Hodrick-Prescott modificado. En éste último, las fases expansivas y contractivas presentan en promedio una duración, amplitud e intensidad mayor que los resultados obtenidos con los otros dos métodos.

En general, las principales diferencias en las fechas se concentran en el periodo comprendido entre 1999 y 2005, en el que un primer grupo de procedimientos identifica una única fase contractiva, mientras un segundo identifica una fase expansiva intermedia, situada entre los años 2001 y 2003. Cada grupo de fechas es apoyado por tres aproximaciones e incluye a ambas series de referencia en al menos una ocasión.

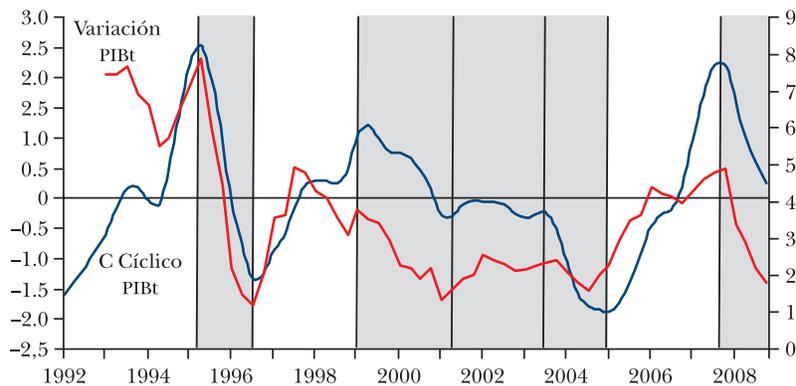
Es importante señalar que, ambas interpretaciones del ciclo pueden considerarse como válidas, ya que el comportamiento observado entre mediados de 2001 y finales de 2003, es consistente tanto con un episodio menor de recuperación dentro de una fase contractiva como, con una fase de expansión en sí misma, lo que define un ciclo corto. En este sentido, el método de medición del ciclo es determinante en definir si la amplitud es suficientemente significativa o no para considerarla una fase. Este último aspecto se torna relevante para realizar la evaluación de la concordancia de la series; por lo que, a partir de un ejercicio de discusión interna¹³ se consensuó definir al ciclo de referencia a partir de la serie del componente común del PIB trimestral. Esta señal cíclica se deriva del modelo factorial dinámico para 35 variables observadas durante el primer trimestre de 1993 y el cuarto trimestre de 2008, con el filtro HP modificado propuesto por Kaiser y Maravall (2005), que en adelante se denomina MFD+HPM.

Los principales criterios considerados para la elección del ciclo de referencia fueron la menor erraticidad de la señal cíclica derivada de la metodología de KM (2005), la remoción realizada mediante el modelo factorial dinámico del componente idiosincrásico y de errores de medición de la serie del componente cíclico del PIBt, la concordancia del componente común del PIBt con el indicador coincidente derivado del

¹³ Con un grupo de siete economistas del Departamento de Investigación Económica y Financiera (BCRP).

componente común de 27 series provenientes de distintos ámbitos de la economía¹⁴ y consecuentemente la congruencia con la *historia económica* reciente. La grafica III presenta el ciclo de referencia elegido y las variaciones trimestrales del PIBt observado.

GRÁFICA III. COMPONENTE CÍCLICO DEL PIBt Y VARIACIONES DEL PIBt, 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)



FUENTE: Elaboración propia con base en el resultado obtenido con el filtro AMB+HP modificado.

El cuadro 6 presenta las fechas del ciclo económico seleccionado para El Salvador y un resumen de algunas de las principales perturbaciones que han afectado a la economía a lo largo del periodo de estudio.

¹⁴ Las variables utilizadas para construir el indicador coincidente son: empleados de la construcción, agricultura y totales cotizantes en el ISSS; crédito al sector privado (nominal y real); expectativa de empleo e inversión del sector comercio; expectativa global de inversión; importaciones fuera de Centroamérica; ingresos tributarios; impuesto sobre la renta; impuesto al valor agregado; índice de volumen de actividad económica -IVAE; IVAE de la agricultura, caza, silvicultura y pesca; IVAE de electricidad, gas y agua; IVAE de los bancos, seguros y otras instituciones financieras; IVAE del comercio, restaurantes y hoteles; IVAE de los servicios comunales, sociales y personales; IVAE de los bienes inmuebles y servicios prestados a empresas; IVAE de transporte, almacenaje y comunicaciones; producción y consumo de energía eléctrica; remesas familiares; tasa efectiva fondos federales de los EUA; índice de producción general-EUA; índice de producción industrial-EUA; y la tasa de interés de bonos del Tesoro de EUA (seis meses).

CUADRO 6. PRINCIPALES PERTURBACIONES RECIBIDAS POR LA ECONOMÍA SALVADOREÑA, 1993-2008

<i>Puntos de giro</i>		<i>Fase cíclica</i>	<i>Principales hechos identificados</i>
<i>Inicio</i>	<i>Final</i>		
Valle: III/1993	Pico: II/1995	Expansión	<p>Auge de posguerra. Incremento sustancial del crédito al sector privado. Reducción en los niveles de inflación. Crecimiento de las transferencias corrientes (remesas familiares). Incremento de 37% en los precios internacionales del café. Recuperación de los términos de intercambio. Reducción en el nivel de las tasas de interés internacionales. Mayor crecimiento de la economía mundial respecto a los años anteriores.</p>
Pico: II/1995	Valle: IV/1996	Contracción	<p>Política monetaria contractiva. Deterioro de términos de intercambio. Efectos rezagados de la crisis mexicana (del Tequila). Incremento de 50% en la tasas de interés internacionales.</p>
Valle: IV/1996	Pico: I/1999	Expansión	<p>Fuerte crecimiento de la economía estadounidense durante el periodo 1996-1999. Bajo nivel de inflación. Venta de activos del Estado. Segunda etapa de reformas legales e institucionales.</p>
Pico: I/1999	Valle: I/2005	Contracción	<p>Impactos negativos del huracán Mitch. Restricción del crédito al sector privado. Recesión económica de EUA (2001). Daños y destrucción de aparato productivo e infraestructura por dos terremotos (2001). Incremento de los precios internacionales de los combustibles.</p>
Valle: I/2005	Pico: IV/2007	Expansión	<p>Incremento de la inversión pública en infraestructura portuaria, obras de mitigación de riesgos, infraestructura y mantenimiento vial. Reactivación del crédito bancario destinado principalmente a sectores productivos como servicios, comercio y agropecuario; así como al consumo y la adquisición de viviendas. Dinamismo en las actividades del sector</p>

			<p>agropecuario y servicios necesarios para comercializar la producción (transporte y comunicaciones) y el comercio, restaurantes y hoteles.</p> <p>Crecimiento sostenido de las remesas familiares.</p> <p>Crecimiento de la inversión extranjera estimulada por el CAFTA-RD.</p>
			<p>Fuerte incremento de la inflación derivado de los altos precios de los combustibles y de los alimentos.</p> <p>La crisis financiera internacional y recesión mundial que fue originada en Estados Unidos impacta negativamente las exportaciones salvadoreñas y el flujo de remesas.</p>
Pico:	A la fecha	Contracción	<p>Restricción del crédito al consumo y la producción.</p> <p>Continuó el incremento del precio internacional de los combustibles, que condiciona el deterioro en los términos de intercambio con centroamérica.</p>
IV/2007			

FUENTES: Rivera Campos (2000), Fuentes y Tobar (2002), Encuesta a economistas del Departamento de Investigación Económica y Financiera (BCRS) y Memorias de Labores del Banco Central de Reserva de El Salvador.

2. Componentes seleccionados por las diferentes metodologías

A la vez que se identificaron las fechas del ciclo económico salvadoreño, se construyó un sistema de indicadores cíclicos para cada una de las metodologías indicadas en función de los correspondientes puntos de giro. La información resultante de estas estimaciones se ha empleado como un insumo adicional en el proceso de selección, de tal manera que los indicadores propuestos incluyan las variables que –para las diferentes metodologías y filtros– superaron las fases de selección.

Los cuadros 7 a 9, sintetizan los hallazgos en términos de potenciales componentes de los indicadores cíclicos, se resaltan los que fueron elegidos por más de dos procedimientos aplicados.

En el caso del indicador coincidente el número de variables escogidas oscila entre 5 y 31, dentro de las cuales destacan indicadores como: cotizantes a la seguridad social del sector construcción (COCONS), ingresos tributarios (ITRIB),

CUADRO 7. POTENCIALES COMPONENTES DEL INDICADOR COINCIDENTE

Series	Componente cíclico del PIB ^a			Componente común del ciclo del PIB ^b			Recurrencia
	Filtro BK	Filtro HP	Filtro HPM	Filtro BK	Filtro HP	Filtro HPM	
	COCONS	x	x	x	x	x	
CONCEM					x		1
CONENER						x	1
COTAGR			x			x	2
CRREAL					x	x	2
DECOMEMPL	x			x		x	3
DECOMINVR	x			x		x	3
DERGI	x			x	x	x	4
EXPORTS				x			1
EXNTCA					x		1
EXNTFCA					x		1
EXNTRA					x		1
FEDFE					x	x	2
IMFUCA				x	x	x	3
IMPORTS				x	x		2
IMRENTA	x	x				x	3
IPGUS				x	x	x	3
IPIG				x	x	x	3
IPM					x		1
ITRIB	x	x	x	x	x	x	6
IVA				x	x	x	3
IVAE	x	x	x	x	x	x	6
IVAEBSF						x	1
IVAECRH			x	x	x	x	4
IVAEISE			x	x	x	x	4
PCPP				x			1
M3					x		1
PROCEM					x		1
PROENER					x	x	2
REM					x	x	2
TB6CM						x	1
TCOTIZ		x		x	x	x	4
TCRGPOR				x	x		2
Total	7	5	6	20 ^c	31 ^d	27 ^e	

FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados obtenidos con cada metodología y filtro.

^a Corresponde a la metodología del NBER. ^b Corresponde a la metodología de modelos factoriales, aplicada sobre el componente cíclico de cada una de las series en el panel. ^c Igual a variables indicadas + IVAEA, IVAECSP e IVAETAC. ^d Igual a variables indicadas + c + d + IVAECONS + IVAEMC. ^e Igual a variables indicadas + c + IVAEEGA + CRNOM.

CUADRO 8. POTENCIALES COMPONENTES DEL INDICADOR ADELANTADO

Series	Componente cíclico del PIBt			Componente común del ciclo del PIBt			Recurrencia
	Filtro BK	Filtro HP	Filtro HPM	Filtro BK	Filtro HP	Filtro HPM	
	BCOM				x		
CONENER			x				1
DEPSI				x	x	x	3
DEVSI	N/A	x		x	x	x	4
DERGV				x	x	x	3
DEVSCO				x	x	x	3
IMRENTA						x	1
IVAEIM			x				1
IVAEISE		x					1
IVAETAC			x				1
TB6CM					x		1
TCRGPOR		x				x	2
<i>Total</i>	N/A	3	3	5	5	6	1

FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados obtenidos con cada metodología y filtrado.

CUADRO 9. POTENCIALES COMPONENTES DEL INDICADOR REZAGADO

Series	Componente cíclico del PIBt			Componente común del ciclo del PIBt			Recurrencia
	Filtro BK	Filtro HP	Filtro HPM	Filtro BK	Filtro HP	Filtro HPM	
	COTEF			x			
COCOM		x		x			2
COTIM	x	x	x				3
COTMIC		x					1
CRNOM				x			1
EXPORTS					x		1
EXNTCA				x			1
EXNTRA				x			1
ICTES			x				1
IMFUCA	x		x				2
IMPORTS	x						1
IPM				x		x	2
IPMEC				x	x	x	3
IVAEA	x						1
IVAECSP			x				1
M3		x	x	x			3
TCOTIZ	x		x				2
<i>Total</i>	5	4	7	7	2	2	

FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados obtenidos con cada metodología y filtro.

indicador de volumen de actividad económica (IVAE), cotizantes totales a la seguridad social (TCOTIZ), importaciones fuera del área centroamericana (IMFUCA) y los indicadores de percepción del comportamiento de empleo (DECOMEMPL) e inversión (DECOMINVR) en el sector comercio, que se repitieron entre tres y seis veces. Todos estos indicadores se ajustan al carácter de medidas de actividad económica actual que confirman la definición del ciclo de referencia.

El indicador expectativa global de inversión (DERGI) fue recogido por cuatro de las aproximaciones realizadas; sin embargo, su comportamiento no es consistente con el resultado esperado en términos de temporalidad, al considerar que la realización de las inversiones tiene un efecto en el futuro en la actividad económica. Sin embargo, si se supone que la expectativa de inversión esta condicionada por el estado corriente de la economía, se dispondría de un argumento que apoye su inclusión como variable coincidente.

Finalmente, cabe destacar el comportamiento sincrónico evidenciado entre las variables de producción industrial (IPIG) y global (IPGUS) de la economía estadounidense y el ciclo de referencia nacional. La exploración del patrón de interrelación entre estas variables es de particular interés para la economía salvadoreña, ya que Estados Unidos constituye su principal socio comercial.

Las variables indicadas como potenciales componentes para el indicador adelantado oscilan en un rango de tres a seis series, significativamente inferior que las coincidentes e inclusive algunas aproximaciones no identifican ninguna serie en este grupo. Las variables derivadas de las encuestas de percepción del nivel de actividad en distintos sectores y el transporte de carga portuaria son las que se repiten un mayor número de veces.

La percepción respecto a las ventas globales (DERGV), así como de las ventas en el sector comercio (DEVSCO) e industria (DEVSI) e inclusive de producción industrial (DEPSI), son los indicadores incluidos consistentemente. Estos indicadores, contruidos para representar el comportamiento del nivel de actividad parecen reflejar la percepción del entorno y las expectativas de corto plazo de los empresarios y en ese sentido se ajustan a las variables esperadas, al reflejar los

cambios en el clima económico que anuncian de manera anticipada la dirección que tomará la economía.

Algunas variables como por ejemplo: impuestos a la renta (IMRENTA) y el transporte de carga portuaria (TCRGPOR), que expresan el movimiento del ingreso disponible y la influencia del comercio internacional en la actividad económica, respectivamente, aparecen tanto en el grupo de coincidentes como en el de adelantados, lo que hace necesario evaluar con mayor detalle su comportamiento a lo largo del periodo de estudio.

En relación con las variables potenciales para integrar el indicador rezagados, se observa que oscila entre dos y seis indicadores para los seis ejercicios (ver cuadro 9); esto reduce su número en relación con el resultado del indicador coincidente. Las variables de índice de precios al por mayor (IPM), índice de precios al por mayor sin café (IPMEC), los cotizantes a la seguridad social en la industria manufacturera (COTIM) y el agregado monetario (M3), son las que se repiten un mayor número de veces.

El índice de precios al por mayor excluyendo café (IPMEC) se repite en los tres ejercicios realizados con la serie de referencia del componente común del PIB; y el índice de precios al por mayor se repite en dos de éstos ejercicios. Estos indicadores reflejan los costos de hacer negocios, los cuales responden de manera rezagada al comportamiento de la economía.

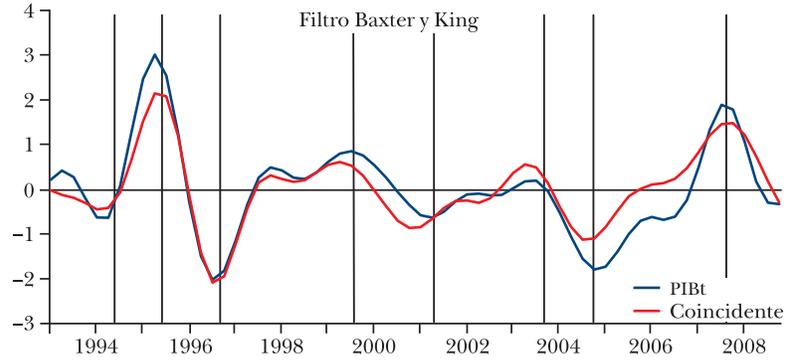
Para la construcción del indicador rezagado se descartó la utilización de las cotizaciones totales a la seguridad social (TCOTIZ), en la industria (COTIM) y en el comercio (COCOM), las importaciones fuera de Centroamérica (IMFUCA) y el agregado monetario (M3); por tratarse de indicadores que se espera presenten un comportamiento adelantado o coincidente.

a) Concordancia en los puntos de giro

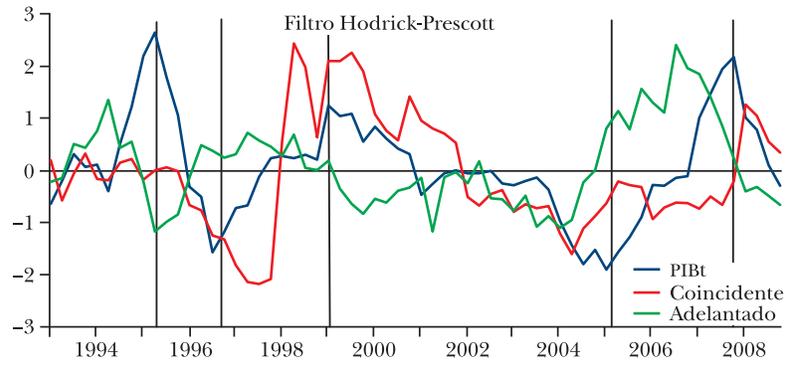
El examen de los diferentes indicadores coincidentes y adelantados, estimados con cada una de las aproximaciones indicadas, evidenció que los indicadores derivados de la aplicación de los modelos factoriales se comportan de una manera más estable y uniforme a lo largo del ciclo, lo que sugiere emplear esta metodología para su construcción.

ÍNDICADORES CÍCLICOS DERIVADOS DE LAS DIFERENTES METODOLOGÍAS Y
Serie de referencia: Componente Cíclico del PIBt³

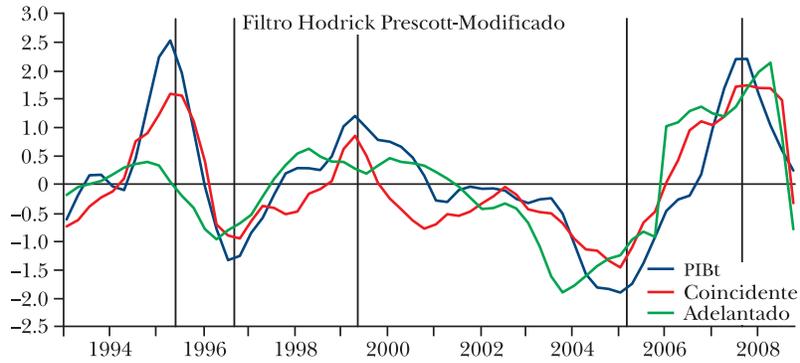
GRÁFICA IV



GRÁFICA VI



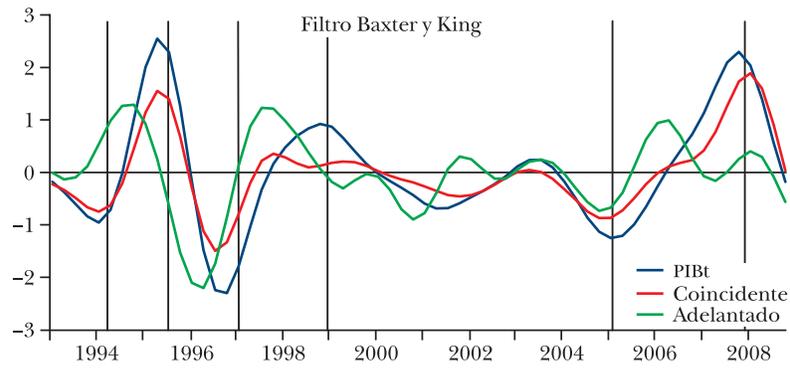
GRÁFICA VIII



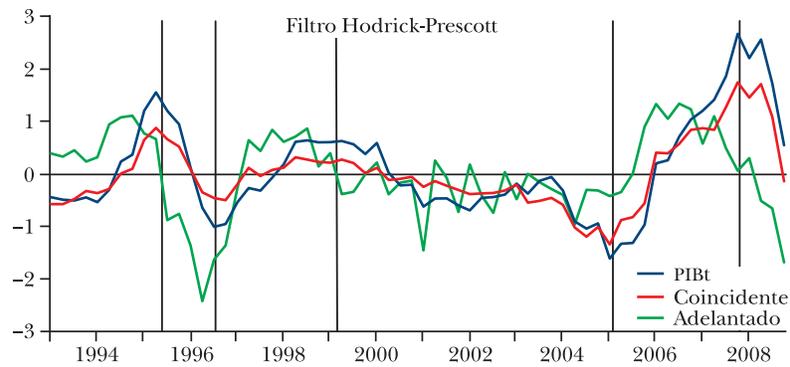
FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados obtenidos con cada metodología y filtro.

FILTROS, 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)
 Serie de referencia: Componente Común del PIB^b

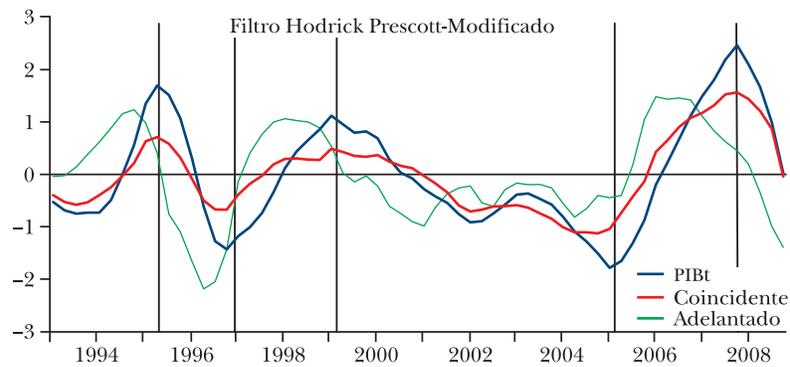
GRÁFICA V



GRÁFICA VII



GRÁFICA IX



^a Corresponde a la metodología del NBER. ^b Corresponde a la metodología de modelos factoriales, aplicada sobre el componente cíclico de cada una de las series en el panel.

Los resultados obtenidos mediante la aproximación del NBER, que emplea al componente cíclico del PIB trimestral como serie de referencia, fueron satisfactorios únicamente en el caso del indicador coincidente del filtro HPM. Las estimaciones asociadas al filtro BK proporcionaron un indicador con discrepancias en los puntos de giro para las fases comprendida entre los periodos 2000-2003; mientras que las asociadas al filtro HP muestran un comportamiento errático con desfases. En cuanto a los indicadores adelantados, las series filtradas con BK no permiten conformar un indicador de este tipo; mientras que, en el caso de los filtros HP y HPM aunque es posible construir un indicador adelantado para cada caso, éste se comporta de manera errática en el primer caso y desfasada en ambos, lo cual es evidente en la última fase identificada.

Los indicadores que se obtienen con la modelización factorial, que emplea al componente común del PIB trimestral como serie de referencia, se desempeñan relativamente mejor que los anteriores. Pese a ello, en el caso del indicador coincidente, los resultados derivados del filtro BK muestran nuevamente discrepancias en algunos periodos, mientras que los derivados del HP proveen una señal con *ruido*. Además, el indicador adelantado resultante de estas dos metodologías no presenta un adelanto homogéneo a lo largo del periodo de estudio, lo cual es más notable en el caso del filtro HP. Los indicadores derivados del filtro HPM, muestran un comportamiento más estable, que identifica de manera consistente los puntos de giro y en el caso del indicador adelantado presentan una estructura de adelanto homogénea que anticipa de forma consistente al ciclo de referencia; constituyéndose en la aproximación que proporciona los indicadores experimentales más apropiados para el ciclo económico salvadoreño.

La cronología de referencia proviene precisamente del ejercicio de aplicación de la modelización factorial al filtro HPM, por lo que el análisis de los potenciales componentes de los indicadores cíclicos y de los indicadores mismos se realizará en primera instancia para las variables incluidas en el modelo correspondiente. A partir del ciclo de referencia elegido, se procedió a evaluar las variables en función de sus puntos de giro, mediante la valoración de tres aspectos: la estructura de rezagos respecto a la serie de referencia, la uniformidad en el

tiempo en el patrón de rezagos y la correspondencia en el número de ciclos.

b) Construcción de los indicadores cíclicos

El modelo factorial estimado (MFD+HPM) seleccionó 27 variables como coincidentes, cinco como líderes y dos como rezagadas. El cuadro 10 presenta la clasificación de las variables y el detalle de la correspondencia en el número de ciclos y el

CUADRO 10. SERIES CLASIFICADAS COMO COINCIDENTES, LÍDERES Y REZAGADAS EN EL MFD+HPM

<i>Series coincidentes</i>			<i>Series líderes</i>			<i>Series rezagadas</i>		
<i>Variable</i>	<i>Extra ciclos</i>	<i>Rezago medio^a</i>	<i>Variable</i>	<i>Extra ciclos</i>	<i>Rezago medio^a</i>	<i>Variable</i>	<i>Extra ciclos</i>	<i>Rezago medio^a</i>
COCONS	1	0.3	DEPSI	1.0	2.1	IPM	-1.0	-1.7
CONENER	-1	0.7	DEVSI	1.0	3.2	IPMEC	-1.0	-2.5
COTAGR	0	-0.2	DERGV	0.0	2.3			
CRNOM	0	-0.4	DEVSCO	0.0	2.5			
CRREAL	0	-0.2	TCRGPOR	0.0	0.7			
DECOMEMPL	1	0.9						
DECOMINVR	1	0.8						
DERGI	1	0.8						
FEDFE	0	0.1						
IMFUCA	-2	0.0						
IMRENTA	-1	0.1						
IPGUS	0	0.1						
IPIG	0	0.1						
ITRIB	0	0.2						
IVA	-1	0.2						
IVAE	-0	0.0						
IVAEA	-1	-0.4						
IVAEBSF	-1	-0.5						
IVAECRH	-1	0.0						
IVAECSF	0	0.0						
IVAEEGA	0	1.0						
IVAEISE	-2	0.1						
IVAETAC	-1	0.1						
PROENER	0	0.9						
REM	-1	0.2						
TB6CM	0	0.2						
TCOTIZ	0	-0.2						

FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial dinámico (MFD) aplicado al componente cíclico de las series del panel obtenido mediante el filtro Hodrick-Prescott Modificado (HPM).

^a Si el rezago medio está entre: [-1, 1] evidencia un comportamiento coincidente, si este es >1 denota un adelanto respecto a la serie de referencia y si es >-1 un rezago.

rezago medio observado en cada punto de giro, estadísticos que caracterizan la relación registrada en el tiempo entre el ciclo de referencia y la variable en estudio. Se prefiere que la correspondencia sea uno a uno en el fechado y que la estructura de desfase sea uniforme a lo largo del periodo de estudio, esto es que una variable sea consistentemente adelantada, rezagada o coincidente.

Componentes del indicador coincidente

La evaluación de la concordancia en los puntos de giro, indicó para las series componentes del indicador coincidente que cuatro de ellas identificaban un ciclo adicional, mientras que 10 dejaban sin identificar un ciclo. Dentro de las primeras, el ciclo extra corresponde al periodo 2001-2003, que como se mencionó anteriormente puede ser interpretado como un ciclo corto, por lo que esta discrepancia no implica necesariamente una falta de correspondencia respecto al ciclo de referencia.

En el caso de las variables que dejaron sin identificar un ciclo, se pueden agrupar dos tipos de variables, las primeras no fechan la fase contractiva del periodo 1995-1996 y las restantes muestran un comportamiento inicial irregular que se uniforma al final del periodo de estudio. Por lo que, su inclusión en el indicador final debe ser revisada.

Respecto a la estructura de desfase de cada una de las series en el estudio, se puede observar a partir del estadístico rezago medio, que todas las series salvo el transporte de carga portuaria (TCRGPOR) fueron clasificadas adecuadamente en función de los parámetros definidos para cada tipo de indicador. El coeficiente estimado para el transporte de carga portuaria, refleja el cambio en el patrón de relaciones que ha venido experimentando esta variable en función del desarrollo comercial nacional, pasando de expresar una conducta coincidente a una de carácter adelantado, después del año 2000.

Al examinar en detalle la homogeneidad de los rezagos a lo largo del ciclo se evidencia que el comportamiento de algunas variables definidas como coincidentes no ha sido uniforme, es decir que en algunas ocasiones se han comportado como líderes y en otras como inclusive como rezagadas.

Dentro de estas revisten particular interés, las variables

domésticas: crédito real (CRREAL), importaciones fuera de Centroamérica (IMFUCA), impuestos a la renta (IMRENTA) y producción de energía eléctrica (PROENER) y las variables externas: remesas (REM), tasa de interés de referencia de la Reserva Federal (FEDFE) e índices de producción industrial (IPIG) y general (IPIGUS) de Estados Unidos.

El crédito real presenta diferentes grados de rezago durante el periodo comprendido entre 1997 y 2004, lo cual coincide en los periodos previos y posteriores; los impuestos a la renta lideraron el ciclo de referencia en algunas ocasiones y en otras se rezagaron, lo cual señala un comportamiento inconsistente en el tiempo. Por otra parte, en el caso de las importaciones fuera de Centroamérica estas exhiben un carácter coincidente a lo largo del periodo de estudio, salvo en el última fase donde muestran un rezago de dos periodos. La producción de energía eléctrica evidencia un carácter adelantado y uniforme, lo que sugiere su posible inclusión como componente del indicador líder.

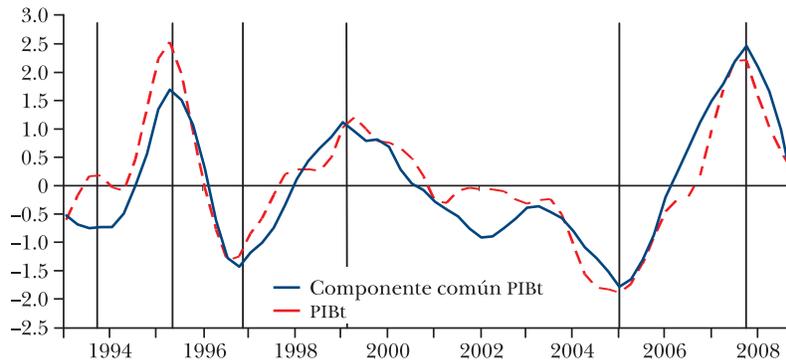
Las variables que representan las relaciones con la economía estadounidense se han comportado de una manera inestable respecto al ciclo de referencia, por lo que su inclusión en este momento podría estar introduciendo ruido en el indicador coincidente. Dada la importancia de establecer con mayor precisión el vínculo existente entre la actividad económica nacional y la de la economía estadounidense se hace necesario continuar dando seguimiento a estas variables e incluir otras que puedan reflejar su impacto de una manera clara.

Se considera que es preferible contar con variables que presenten un comportamiento uniforme a lo largo del tiempo, se procedió a recalcular el índice coincidente original sin las series crédito real (CRREAL), impuesto a la renta (IMRENTA), producción de energía eléctrica (PROENER), los índices de producción de Estados Unidos (IPGUS e IPIG), la tasa de referencia de los fondos federales (FEDFE) y la tasa de los bono del tesoro a seis meses (TB6CM). La gráfica XX muestra los resultados de ambos indicadores. En términos de comportamiento ambos ratifican las fluctuaciones del PIB; sin embargo, el indicador ajustado proyecta de mejor manera la serie de referencia, incrementando el coeficiente de correlación cruzada de 0.91 a 0.95, con un rezago medio de 0.14. El error

cuadrático medio estimado es significativamente menor para este último lo cual acredita de mejor manera el ciclo de referencia.

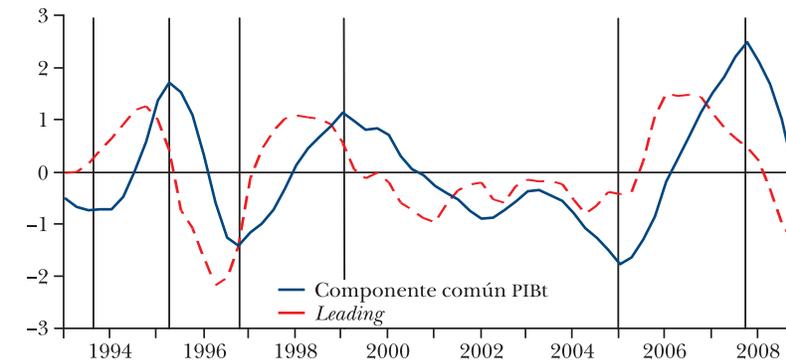
El indicador ajustado quedo compuesto por 19 series que abarcan un número amplio de sectores de la economía al incluir variables de actividad económica de los diferentes sectores: cotizantes ISSS del sector construcción (COCONS), consumo energía eléctrica (CONENER), cotizantes ISSS del sector agropecuario (COTAGRO), crédito nominal (CRNOM), dinámica empresarial empleo del sector comercio (DECOMEMPL), dinámica

GRÁFICA X. COMPONENTE COMÚN DEL PIB_t Y COMPONENTE CÍCLICO DEL PIB_t, 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)



FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial dinámico (MFD+HPM).

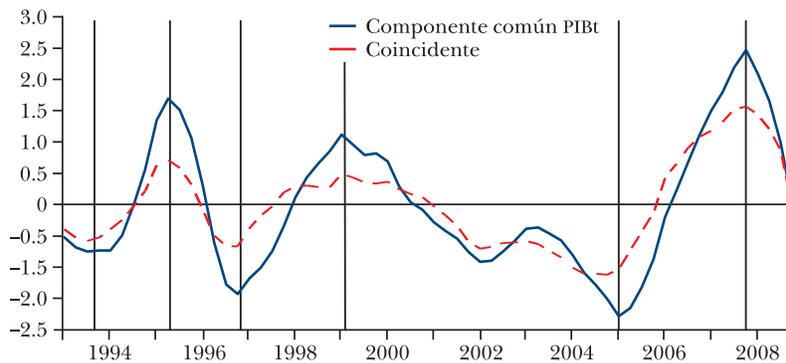
GRÁFICA XII. COMPONENTE COMÚN DEL PIB_t E INDICADOR LÍDER, 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)



FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial dinámico (MFD+HPM).

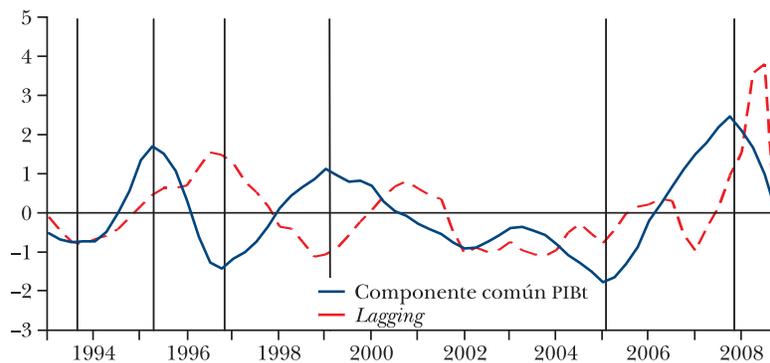
empresarial inversión del sector comercio (DECOMINVR), dinámica empresarial resultado general inversión (DERGI), importaciones fuera de Centroamérica (IMFUCA), impuestos tributarios (ITRIB), impuesto al valor agregado (IVA), índice de volumen de actividad económica (IVAE), IVAE: agricultura (IVAEA), IVAE: bancos, seguros y otras instituciones financieras (IVAEBSF), IVAE: comercio, restaurantes y hoteles (IVAECRH), IVAE: servicios comunales, sociales y personales (IVAECSF), IVAE: electricidad, gas y agua (IVAEEGA), IVAE: bienes inmuebles y servicios a empresas (IVAEISE), IVAE:

GRÁFICA XI. COMPONENTE COMÚN DEL PIBt E INDICADOR COINCIDENTE, 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)



FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial dinámico (MFD+HPM).

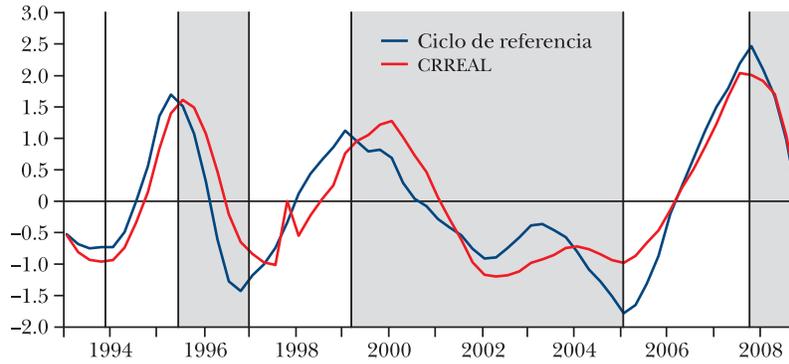
GRÁFICA XIII. COMPONENTE COMÚN DEL PIBt E INDICADOR REZAGADO, 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)



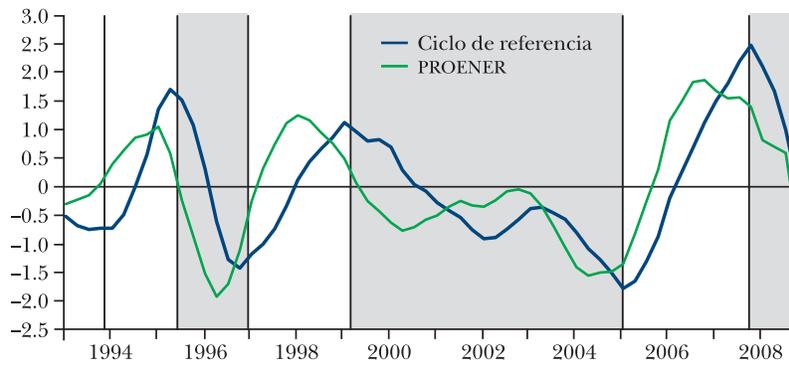
FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial dinámico (MFD+HPM).

SERIES QUE PRESENTAN UN COMPORTAMIENTO NO HOMOGENEO A LO LARGO

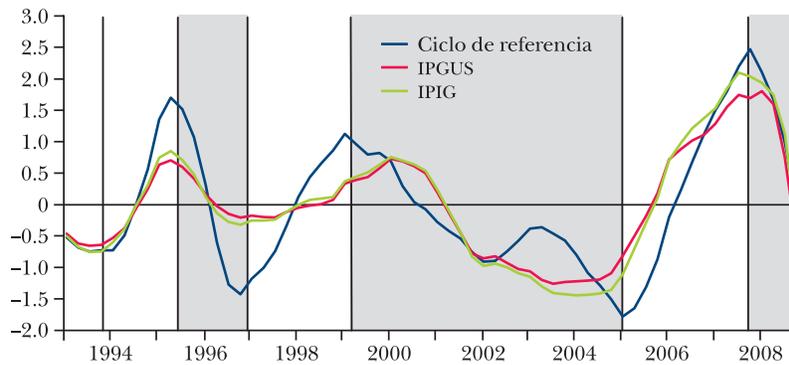
GRÁFICA XIV. CICLO DE REFERENCIA Y CRÉDITO REAL



GRÁFICA XVI. CICLO DE REFERENCIA Y PRODUCCIÓN DE ENERGÍA ELÉCTRICA



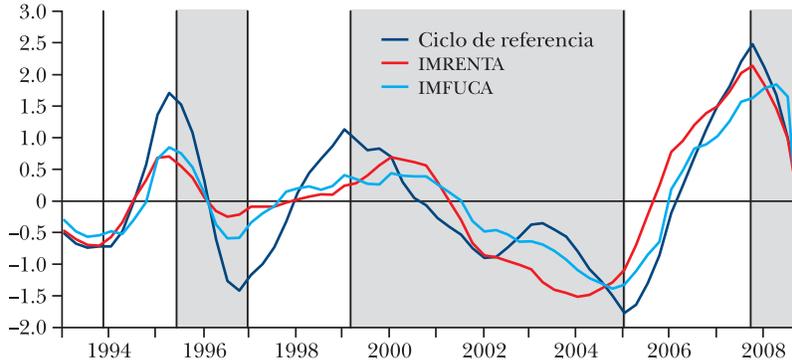
GRÁFICA XVIII. CICLO DE REFERENCIA E INDICES DE PRODUCCIÓN GENERAL E INDUSTRIAL DE ESTADOS UNIDOS



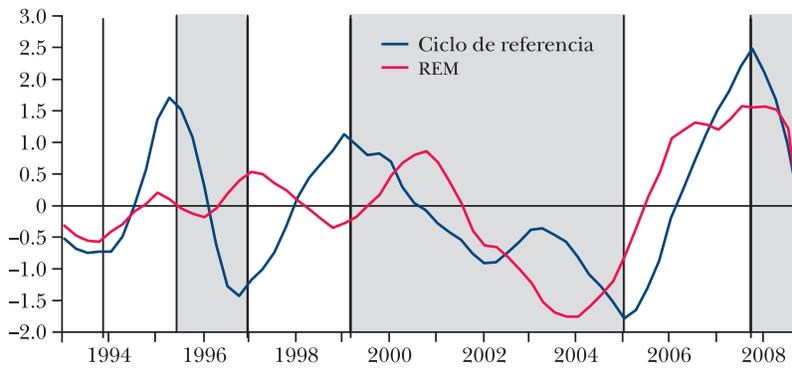
FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial dinámico (MFD+HPM).

DEL PERIODO DE ESTUDIO, 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)

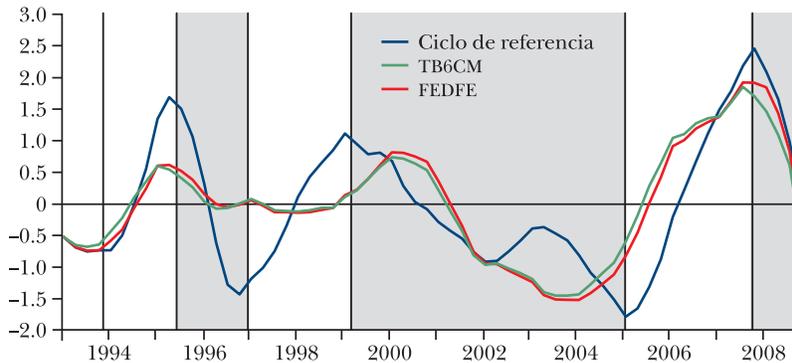
GRÁFICA XV. CICLO DE REFERENCIA, IMPUESTOS A LA RENTA E IMPORTACIONES FUERA DE CENTROAMÉRICA



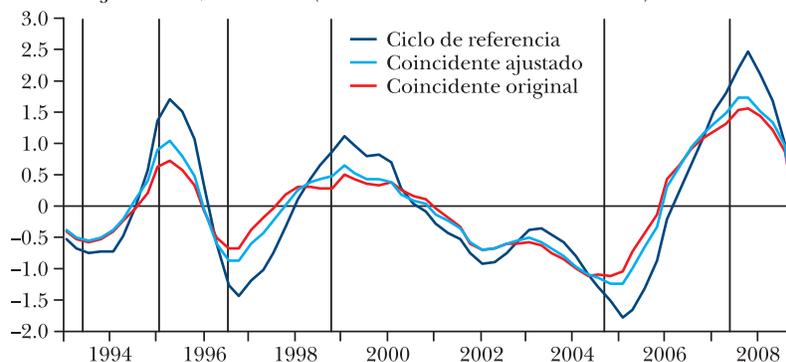
GRÁFICA XVII. CICLO DE REFERENCIA Y REMESAS



GRÁFICA XIX. CICLO DE REFERENCIA Y TASAS DE LOS BONOS DEL TESORO A 6 M Y DE REFERENCIA DE LA RESERVA FEDERAL



GRÁFICA XX. INDICADOR COINCIDENTE ORIGINAL E INDICADOR COINCIDENTE AJUSTADO, 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)



FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial dinámico (MFD+HPM).

transporte, almacenamiento y comunicación (IVAETAC), total de cotizantes al ISSS (TCOTIZ).

Componentes del indicador adelantado

En el caso de las series componentes del indicador adelantado o líder, 33% fechó un ciclo extra; sin embargo, al revisar la cronología, éste extra ciclo corresponde nuevamente al periodo 2001-2003. Por lo anterior, el comportamiento de estas variables puede ser considerado como correspondiente con la fecha de referencia.

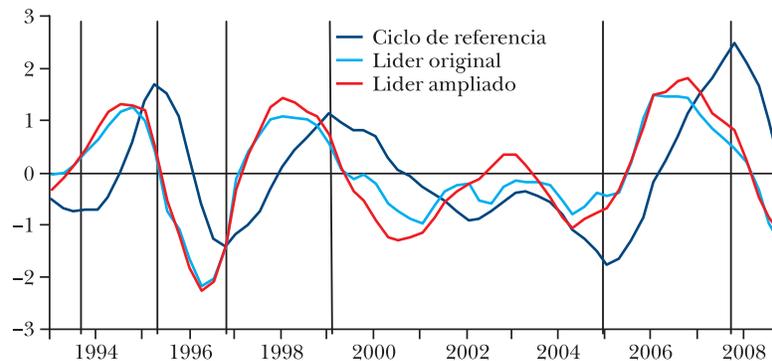
La homogeneidad en el comportamiento adelantado, es una característica presente en todas las series seleccionadas, por lo que el indicador permaneció invariable al examen de este criterio. Sin embargo, a partir de los resultados obtenidos en la evaluación de los indicadores coincidentes, se realizó una prueba adicional con la variable producción de energía eléctrica, que registró un comportamiento adelantado.

El indicador ampliado se comportó de forma más uniforme respecto a la serie de referencia, su correlación aumentó de 0.84 a 0.91. Por lo tanto, el indicador propuesto originalmente fue modificado quedando conformado por seis variables, con lo que se amplió el tipo de variables incluidas y en ese sentido se diversificó el riesgo de *error* de la señal.

El indicador líder quedó conformado por las series: indicador de ventas globales (DERGV), ventas en el comercio

(DEVSCO) e industria (DEVSI) y de producción industrial (DEPSI), transporte de carga portuaria (TRCGPOR) y producción de energía eléctrica (PROENER), que poseen un adelanto mediano de 3.25 trimestres.

GRÁFICA XXI. INDICADOR ADELANTADO ORIGINAL E INDICADOR ADELANTADO AMPLIADO, 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)



FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial dinámico (MFD+HPM).

Componentes del indicador rezagado

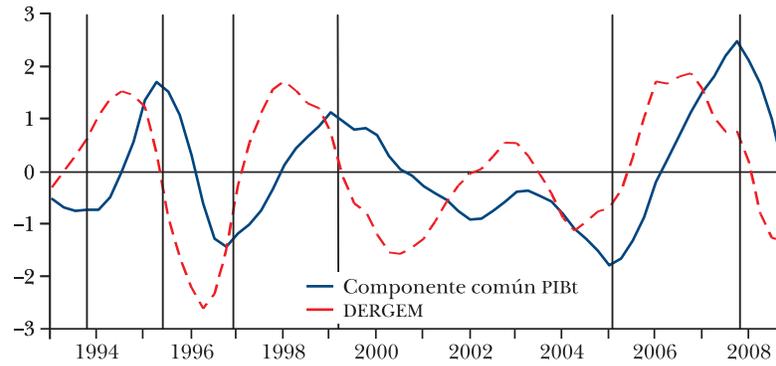
Dentro del MFD+HPM, el indicador rezagado está compuesto solo por el índice de precios al por mayor (IPM), que se comporta de manera homogénea y consistente a lo largo del periodo de estudio.

En síntesis, el sistema de indicadores cíclicos experimentales estimado a diciembre de 2008 indicó que:

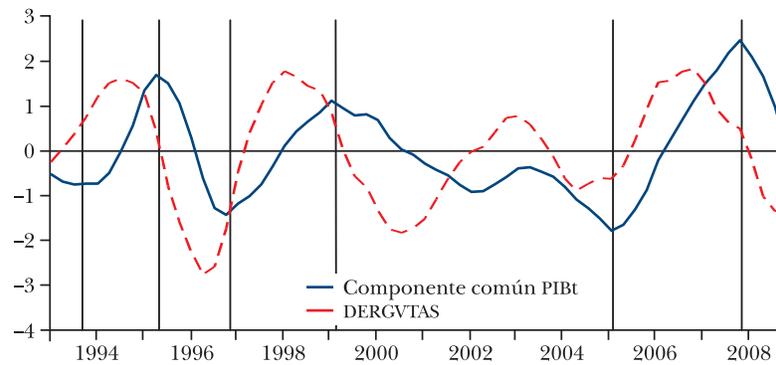
- La economía salvadoreña inició una fase de desaceleración en el primer trimestre de 2008, la cual se mantuvo hasta cierre del año.
- La actividad económica permanecerá deprimida durante los tres primeros trimestres de 2009, adelanto medio del indicador líder.
- Los indicadores rezagados de precios confirman la reducción en la demanda interna y en consecuencia la etapa contractiva del ciclo actual.

COMPONENTE COMÚN DE LOS COMPONENTES DEL INDICADOR ADELANTADO,

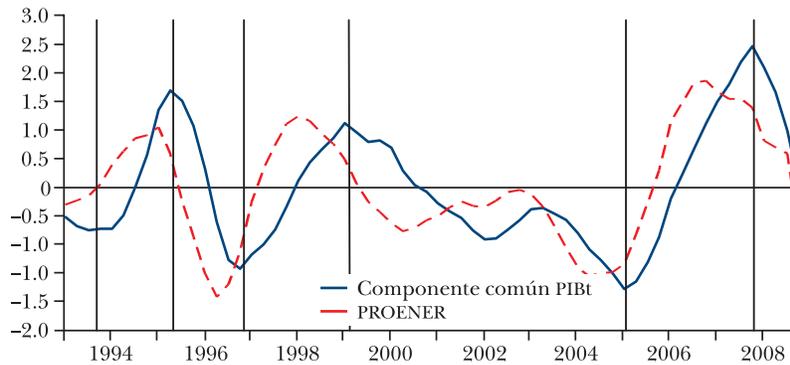
GRÁFICA XXII. DINÁMICA EMPRESARIAL: SECTOR INDUSTRIAL PRODUCCIÓN



GRÁFICA XXIV. DINÁMICA EMPRESARIAL: RESULTADO GENERAL DE VENTAS



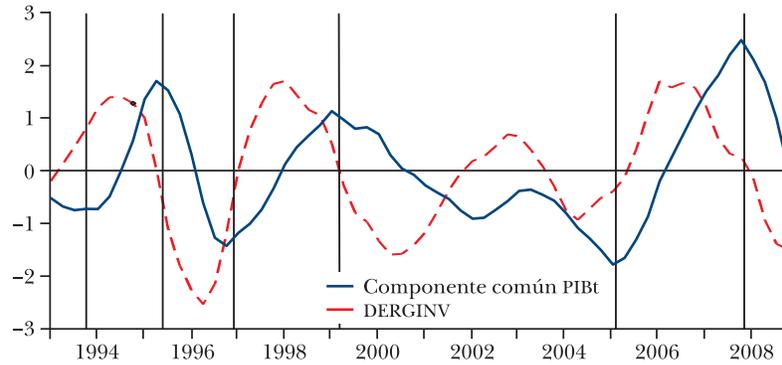
GRÁFICA XXVI. PRODUCCION DE ENERGÍA ELÉCTRICA



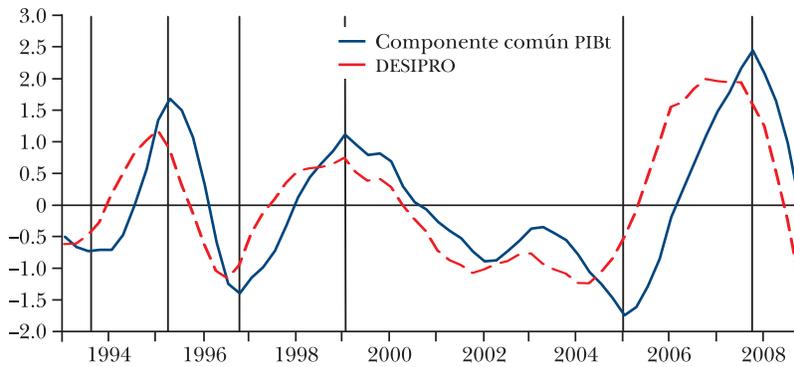
FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial Dinámico (MFD+HPM).

1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)

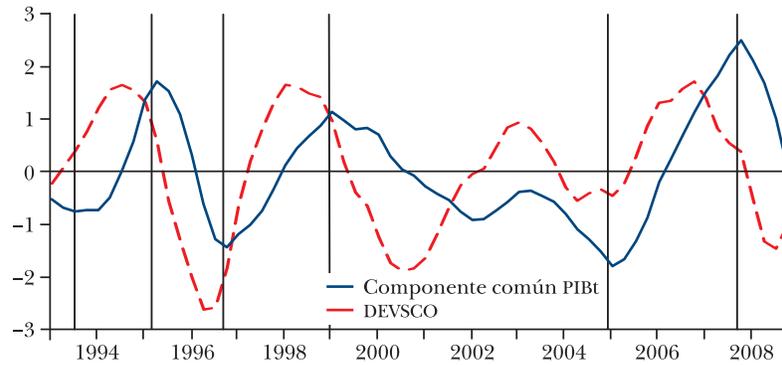
GRÁFICA XXIII. DINÁMICA EMPRESARIAL: SECTOR INDUSTRIAL VENTAS



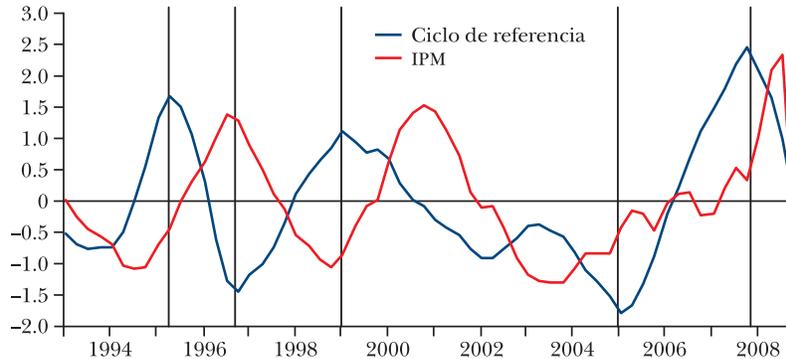
GRÁFICA XXV. TRANSPORTE DE CARGA PORTUARIA



GRÁFICA XXVII. DINÁMICA EMPRESARIAL: SECTOR COMERCIO VENTAS



GRÁFICA XXVIII. CICLO DE REFERENCIA E ÍNDICE DE PRECIOS AL POR MAYOR (IPM), 1993-2008 (datos al mes de marzo de cada año)



FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial dinámico (MFD+HPM).

Actualización de los indicadores coincidente y adelantado

Los indicadores coincidente y adelantado propuestos han sido reestimados a lo largo de 2009. La última actualización realizada, que corresponde al último trimestre de 2009, ha implicado una modificación en las fechas del ciclo y en los indicadores propuestos.

La nueva estimación del ciclo de referencia indica que la última etapa expansiva inició en el segundo trimestre de 2005, al igual que en la estimación previa, pero finalizó hasta el tercer trimestre de 2008 y no en el cuarto trimestre de 2007. De acuerdo con las nuevas fechas, la actividad económica empezó a desacelerarse en el cuarto trimestre de 2008 y ha permanecido en una fase contractiva del ciclo durante 2009.¹⁵

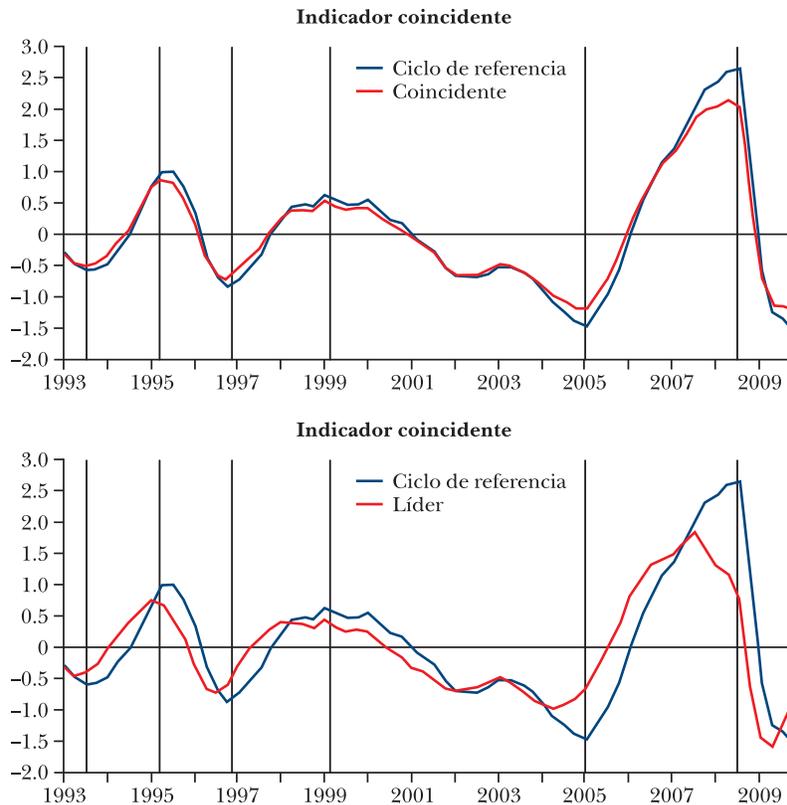
La evaluación realizada en cuanto a la estructura de desfase de los componentes del indicador coincidente, mostró una transformación en el comportamiento de seis de las variables de dicho indicador, que pasaron de ser consistentemente coincidentes a adelantadas por lo que las series: dinámica empresarial empleo del sector comercio (DECOMEMPL), dinámica empresarial resultado general inversión (DERGI), importaciones

¹⁵ Durante el primer trimestre de 2010 se realizó una revisión a las cifras del producto interno bruto que introdujo cambios en la serie a partir del año 2005.

fuera de Centroamérica (IMFUCA), impuesto al valor agregado (IVA), IVAE: electricidad, gas y agua (IVAEEGA), e IVAE: bienes inmuebles y servicios a empresas (IVAEISE), fueron excluidas al realizar la estimación de indicador coincidente experimental al cuarto trimestre de 2009.

El indicador ajustado a la nueva información quedó conformado por las 13 variables restantes: cotizantes ISSS del sector construcción (COCONS), consumo energía eléctrica (CONENER), cotizantes ISSS del sector agropecuario (COTAGRO), crédito nominal (CRNOM), dinámica empresarial inversión del sector comercio (DECOMINVR), impuestos tributarios (ITRIB), índice de volumen de actividad económica (IVAE),

GRÁFICA XXIX. ACTUALIZACIÓN DE LOS INDICADORES COINCIDENTE Y ADELANTADO, 1993-2009 (datos al mes de marzo de cada año)



FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del modelo factorial dinámico (MFD+HPM).

IVAE: agricultura (IVAEA), IVAE: bancos, seguros y otras instituciones financieras (IVAEBSF), IVAE: comercio, restaurantes y hoteles (IVAECRH), IVAE: servicios comunales, sociales y personales (IVAECSP), IVAE: transporte, almacenamiento y comunicación (IVAETAC), y el total de cotizantes al ISSS (TCOTIZ).

La actualización del indicador coincidente al cuarto trimestre de 2009, señaló que la actividad económica continuó contrayéndose al cierre del año, aunque a una pauta menor a la observada entre el último trimestre de 2008 y el primero de 2009, considerados como los puntos más álgidos de la crisis.

El indicador adelantado arrojó signos de estabilización, revertiendo su tendencia decreciente a partir de la actualización realizada en el tercer trimestre de 2009. La tendencia positiva se mantuvo en la reestimación del cierre del año reafirmando, de acuerdo con el rezago medio estimado para todo el periodo, que es de tres trimestres, que la actividad económica alcanzará su punto de inflexión en el primer trimestre de 2010 e iniciará su recuperación a partir del segundo trimestre de 2010.

VI. CONSIDERACIONES FINALES

La adecuada caracterización de las fluctuaciones económicas en cada país permite realizar un análisis correcto de la situación corriente y anticipar en alguna medida los desarrollos en el corto plazo.

La agregación de las series en índices compuestos, reduce el riesgo de generar señales equivocadas ocasionadas por movimientos irregulares que se presente en una serie individual; lo cual provee, por tanto, una indicación más robusta sobre el estado de la economía, a partir de los patrones comunes identificados en una base amplia de sectores.

Por lo tanto, es importante identificar de manera institucionalizada un ciclo de referencia para la economía salvadoreña y establecer un sistema de indicadores cíclicos como una herramienta valiosa para la toma de decisiones de los diversos agentes económicos.

En este documento se ejecutaron diferentes procedimientos para la construcción de los indicadores cíclicos, luego de un ejercicio comparativo de su desempeño se propuso un

conjunto de indicadores basados en la aplicación de los modelos factoriales. El indicador coincidente experimental propuesto se compone de 19 variables: cotizantes ISSS del sector construcción (COCONS), consumo energía eléctrica (CONENER), cotizantes ISSS del sector agropecuario (COTAGRO), crédito nominal (CRNOM), dinámica empresarial empleo del sector comercio (DECOMEMPL), dinámica empresarial inversión del sector comercio (DECOMINVR), dinámica empresarial resultado general inversión (DERGI), importaciones fuera de Centroamérica (IMFUCA), impuestos tributarios (ITRIB), impuesto al valor agregado (IVA), índice de volumen de actividad económica (IVAE), IVAE: agricultura (IVAEA), IVAE: bancos, seguros y otras instituciones Financieras (IVAEBSF), IVAE: comercio, restaurantes y hoteles (IVAECRH), IVAE: servicios comunales, sociales y personales (IVAECSF), IVAE: electricidad, gas y agua (IVAEEGA), IVAE: bienes inmuebles y servicios a empresas (IVAEISE), IVAE: transporte, almacenamiento y comunicación (IVAETAC), y el total de cotizantes al ISSS (TCOTIZ).

El indicador adelantado experimental propuesto esta integrado por seis variables: indicador de ventas globales (DERGV), ventas en el comercio (DEVSCO) e industria (DEVSI) y de producción industrial (DEPSI), transporte de carga portuaria (TRCGPOR) y producción de energía eléctrica (PROENER) y el rezagado por el índice de precio al por mayor (IPM), todas ellas fueron examinadas de acuerdo a diversos parámetros propuestos en la literatura para su selección y clasificación.

El indicador coincidente actualizado a diciembre de 2009, indicó que la economía salvadoreña inició una fase de desaceleración en el tercer trimestre de 2008, la cual se mantuvo hasta diciembre de 2009. Mientras que el indicador líder, cuyo adelanto medio es de tres trimestres, prevé que durante el primer trimestre de 2010 la actividad económica permanecerá deprimida pero evidenciará una transición en el segundo trimestre de 2010. Los indicadores rezagados de precios revalidaron la reducción en la demanda interna y en consecuencia la etapa contractiva del ciclo actual.

La actualización de los indicadores al último trimestre de 2009 implicó una modificación en el fechado del ciclo y en los indicadores cíclicos propuestos. Por lo que se ha necesario enfatizar que una vez terminado el proceso de valoración y

elección de las variables para su posterior agregación en un indicador compuesto; ya sea coincidente, adelantado o rezagado, estas variables componentes deben ser evaluadas regularmente, debido a que muy probablemente algunas variables dejen de cumplir algunos de los requisitos de evaluación con el paso del tiempo, y por lo tanto, dejen de ser útiles. Además, deben evaluarse las variables que no fueron seleccionadas anteriormente, porque existe la posibilidad que se conviertan en significativas y útiles para representar el ciclo económico en el futuro.

Un aspecto que puede ser determinante en la mejora de la clasificación de las series y por tanto en la construcción de los indicadores cíclicos, es la periodicidad empleada, el aumento en la frecuencia de las series puede clarificar la estructura de rezago de las series que se encuentran en el límite de una u otra clasificación, definiendo un refinamiento a realizar a futuro.

Finalmente, pese a las limitaciones de información y del tipo de metodologías que es posible implementar, que condicionan los resultados obtenidos; el esfuerzo por disponer de un sistema de indicadores cíclicos constituye un ejercicio beneficioso para la implementación de las políticas públicas.

Anexos

CUADRO A. 1. ALGUNAS EXPERIENCIAS INTERNACIONALES EN LA CONSTRUCCIÓN DE INDICADORES CÍCLICOS

<i>País</i>	<i>Institución</i>	<i>Para la construcción</i>	<i>Serie referencia</i>	<i>Series analizadas</i>	<i>Series seleccionadas para construir el indicador cíclico</i>
Estados Unidos (Conference Board, 2009)	Conference Board	Indicador coincidente y adelantado de la actividad económica.	Se toman las fechas del ciclo económico.	Se utiliza una base de datos de más de 250 series económicas que respaldan los índices compuestos (adelantados, coincidentes y rezagados). Las series económicas se agrupan de la siguiente manera: empleo, desempleo y otras series de la fuerza de trabajo; ingreso personal y gasto de consumo personal; producción y capacidad instalada, ventas e inventarios, ordenes de fabricación, y cons-trucción; índices de precios; dinero, crédito, tasas de interés, y precios de las acciones; indicadores adicionales; información internacional; e ingreso	Indicador líder incluye diez indicadores; entre los cuales están: las horas promedio de fabricación semanal, las solicitudes iniciales semanales de reclamos por seguros de desempleo, el índice de las entregas de proveedores, las expectativas de los consumidores, y el agregado monetario M2, entre otros. Indicador coincidente compuesto por cuatro indicadores: empleados no agrícolas, el ingreso personal (menos el pago de transferencias), la producción industrial, y las ventas en el comercio. Indicador rezagado incluye siete indicadores; entre los cuales están: el promedio de duración del desempleo, los inventarios de la industria manufacturera y el comercio, los préstamos al comercio e industria, el índice de precios al consumidor para los servicios.

Italia (Altiissimo, Marchetti y Oneto, 2000)	Banca d'Italia	Indicador coincidente y adelantado de la actividad económica	No se utiliza una serie de referencia única, sino que se construye un ciclo de referencia con un pequeño número de variables seleccionadas con alto grado de confiabilidad.	nacional y cuentas del producto (NIPA)	El índice coincidente resultante fue elaborado con 12 series. Detalle: coeficiente de horas extras sobre el total de horas en las grandes firmas industriales; índice de producción industrial total; porcentaje de capacidad instalada en el total de la industria; valor agregado de la industria a costos de factores de 1990; ventas industriales a precios constantes; valor agregado en servicios de mercado a costos de factores de 1990; transporte de bienes por tren; inversión de capital fijo a precios de 1990, maquinaria y equipo; margen de los precios del productor sobre los costos unitarios variables en manufactura; importaciones de bienes y servicios a precios de 1990; importaciones de mercadería a precios de 1990, total; y las importaciones de mercadería a precios de 1990, bienes de inversión.
					El índice adelantado fue elaborado con base en de 26 variables.

CUADRO A.1 (continúa)

<i>País</i>	<i>Institución</i>	<i>Para la construcción</i>	<i>Serie referencia</i>	<i>Series analizadas</i>	<i>Series seleccionadas para construir el indicador cíclico</i>
Venezuela (Reyes y Meléndez, 2003)	Banco Central de Venezuela	Indicador adelantado del crecimiento y la inflación.	Para el indicador adelantado de inflación: índice de precios al consumidor para el indicador adelantado de la actividad económica mensual: índice general de actividad económica no petrolera mensual (IGAEMNP). Para el indicador de la actividad económica trimestral: PIB real trimestral.	Un total de 49 indicadores (entre mensuales y trimestrales). De los siguientes grupos: monetario y financiero (23); fiscal (2); externo (8); producción y consumo (6); e indicadores de precios (10). Periodo: análisis de inflación: Ene/76-Jun/02 (308 obser. por c/serie). Análisis de actividad económica: Ene/85-Jun/02 (210 observaciones por c/serie).	Para el indicador adelantado de la inflación: seis indicadores. Detalle: monedas y billetes, coeficiente liquidez monetaria/reservas internacionales netas, tipo de cambio, tipo de cambio nominal promedio, tipo de cambio nominal puntual, índice de precios al mayor de EUA. Para el indicador adelantado mensual: dos indicadores. Detalle: ordinarios del gobierno central y el dinero base. Para el indicador adelantado trimestral: tres indicadores del sector monetario-financiero.
México (INEGI, 2009)	Instituto Nacional de Estadística y Geografía	Indicador coincidente y adelantado de la actividad económica	-	Analizan un gran número de series de indicadores mensuales (referentes a los diversos mercados del país, como el productivo, financiero y laboral)	El indicador coincidente: seis indicadores. Detalle: indicador de la actividad económica, al índice de volumen físico de la actividad industrial, el número de asegurados permanentes en el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), el

índice de ventas al por menor en establecimientos comerciales y la tasa de ocupación parcial y desocupación. El indicador adelantado incorpora seis indicadores. Detalle: tipo de cambio real, precio del petróleo crudo mexicano de exportación, índice de la bolsa mexicana de valores, número de horas trabajadas en la industria manufacturera, tasa de interés interbancaria de equilibrio e índice del volumen físico de la producción de la construcción.

Metodología: OCDE

<p>Los 29 países miembros de la OCDE. + seis países no miembros. + ocho regiones (OCDE, 2009)</p>	<p>Indicador adelantado y coincide de la actividad económica.</p>	<p>Para la mayoría de países se utiliza como serie de referencia: el índice de producción industrial (todos los sectores de la industria, excluida la construcción)</p>	<p>Gran número de series representativas de la economía en cada país</p>	<p>Se utiliza un total de 224 indicadores, alrededor de cinco a diez indicadores por país para construir el indicador cíclico en cada uno. Entre las series que componen el indicador coincidente están: producción industrial, ventas al menudeo, empleo y la tasa de desempleo. Y para la construcción del indicador adelantado se encuentran series como: producción industrial- componente de construcción, precios de acciones, y tasa de cambio real.</p>
---	---	---	--	---

CUADRO A. 1 (concluye)

País	Institución	Para la construcción	Serie referencia	Serie analizadas	Series seleccionadas para construir el indicador cíclico
Chile (Pedersen, 2009)	Banco Central de Chile	Indicador adelantado del crecimiento	Indicador mensual de actividad económica (IMACEC)	Total de 234 indicadores mensual. Detalle: indicadores de demanda y actividad (35 series), indicadores de comercio exterior (13), indicadores del mercado laboral (26), indicadores de los mercados financieros (92), indicadores de precios y salarios (48) e indicadores de encuestas de expectativas (20). Periodo: Ene//86-Dic/07 (252 observaciones de c/serie)	El indicador adelantado estaba compuesto por diez indicadores. Detalle: exportaciones industriales, exportaciones industriales identificadas, ventas industriales habituales, materiales de construcción, ventas de viviendas, ventas de vehículos, base monetaria, Col. comercio exterior, M1, y TCM.
Colombia (Melo, Nieto, Posada y Betancourt, 2001)	Banco de la República, de Colombia	Indicador coincidente	Para el análisis se ocuparon 107 series con frecuencia mensuales, agrupadas de la siguiente manera: cuantitativas de producción (11); opinión y expectativas de la producción (19); oferta y demanda (14); relacionadas a precios, costos y salarios (20); empleo (6); sistema financiero (20); y comercio exterior (17).	Metodología: Stock y Watson	El índice coincidente estaba compuesto por nueve variables: situación económica actual de la industria; el volumen actual de pedidos por atender de la industria; el índice de producción real de la industria manufacturera sin trilla de café; el índice de empleo de obreros de la industria; la producción de cemento; la demanda de energía más consumo de gas residencial e industrial; las importaciones reales exceptuando las de bienes de capital y duraderos; la cartera neta

<p>real en moneda legal; y el saldo de efectivo en términos reales.</p>	<p>Para estimar el indicador adelantado de actividad económica se ocuparon cuatro indicadores. Detalles: brecha de la producción industrial, utilización de la capacidad en el sector privado; diferencial entre la tasa de interés de los fondos federales de EUA y la tasa de interés turca de fondos <i>overnight</i>, y la tasa de interés turca de fondos <i>overnight</i>.</p> <p>Para el indicador adelantado de inflación: seis indicadores. Detalle: tasa de crecimiento de las reservas de divisas de los bancos comerciales, los agregados monetarios (M2 y M3), índice de precios de <i>commodities</i>, las reservas internacionales brutas y el precio ganancias bolsa de valores de Estambul.</p>	<p>Para el indicador coincidente: cinco indicadores. Detalle: relación de intercambio, balanza comercial, importación de bienes de capital, empleados de deducciones y permisos de construcción.</p> <p>Para el indicador adelantado: cinco indicadores. Detalle: tasa de crecimiento en el crédito neto al sector privado, el diferencial entre los tipos de interés a tres meses de Jordania y las correspondientes tasas de EUA, de los bonos del Tesoro, la tasa de crecimiento neto en las reservas utilizables, la tasa de crecimiento de la demanda de exportaciones de productos nacionales, y la tasa de crecimiento en la bolsa de valores de Ammán.</p>
<p>Turquía (Leigh y Rossi, 2002)</p>	<p>FMI</p> <p>Indicador adelantado para el crecimiento y la inflación.</p>	<p>Analizaron un total de 41 indicadores con frecuencia mensual, los cuales se transforman en frecuencia trimestral; y se sumaron a otros tres indicadores trimestrales.</p> <p>Periodo: Ene/96-Dic/02 (192 observaciones mensuales y 64 observaciones trimestrales por c/serie).</p>
<p>Jordania (Mongardini y Saadi-Sedik, 2003)</p>	<p>FMI</p> <p>Indicador adelantado y coincidente de la actividad económica.</p>	<p>Total de 40 indicadores mensuales de todos los sectores de la economía (real, fiscal, monetario y exterior).</p> <p>Periodo: Ene/96-Dic/02 (84 observaciones de c/serie).</p>

CUADRO A. 2. LISTA DE INDICADORES UTILIZADOS PARA LA CONSTRUCCIÓN DE LOS INDICADORES CÍCLICOS

Núm.	Abreviatura	Descripción del indicador	Rango		Frecuencia	Fuente
			Inicio	Finaliza		
I. Sector real						
1	PIBT	PIB trimestral (precios constantes 1990)	Mar-90	Dic-08	Trimestral	Banco Central de Reserva de El Salvador
I.1. Indicadores de actividad						
2	IVAE	IVAE	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
3	IVAEA	IVAE: agricultura	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
4	IVAEBSF	IVAE: bancos, seguros y otras instituciones Financieras	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
5	IVAECONS	IVAE: construcción	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
6	IVAECRH	IVAE: comercio, restaurantes y hoteles	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
7	IVAECSF	IVAE: servicios comunales, sociales y personales.	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
8	IVAEEGA	IVAE: electricidad, gas y agua	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
9	IVAEIM	IVAE: industria manufacturera	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
10	IVAEISE	IVAE: bienes inmuebles y servicios a empresas	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
11	IVAEIMC	IVAE: minas y canteras	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
12	IVAEISG	IVAE: servicios del gobierno	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
13	IVAEITAC	IVAE: transporte, almacenamiento y comunicación	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
I.2. Indicadores de empleo						
14	TCOTIZ	Total de cotizantes al ISSS	Ene-92	Dic-08	Mensual	ISSS. Compilada Dpto. Cuentas Macroeconómicas, BCRS.

15	COCOM	Cotizantes ISSS: comercio	Ene-92	Dic-08	Mensual	ISSS. Compilada Dpto. Cuentas Macroeconómicas, BCR.
16	COCONS	Cotizantes ISSS: construcción	Ene-92	Dic-08	Mensual	ISSS. Compilada Dpto. Cuentas Macroeconómicas, BCR.
17	COEA	Cotizantes ISSS: electricidad y agua	Ene-92	Dic-08	Mensual	ISSS. Compilada Dpto. Cuentas Macroeconómicas, BCR.
18	COTAGR	Cotizantes ISSS: agropecuario	Ene-92	Dic-08	Mensual	ISSS. Compilada Dpto. Cuentas Macroeconómicas, BCR.
19	COTEF	Cotizantes ISSS: establecimientos financieros	Ene-92	Dic-08	Mensual	ISSS. Compilada Dpto. Cuentas Macroeconómicas, BCR.
20	COTIM	Cotizantes ISSS: industria manufacturera	Ene-92	Dic-08	Mensual	ISSS. Compilada Dpto. Cuentas Macroeconómicas, BCR.
21	COTMIC	Cotizantes ISSS: minas y canteras	Ene-92	Dic-08	Mensual	ISSS. Compilada Dpto. Cuentas Macroeconómicas, BCR.
22	COTSP	Cotizantes ISSS: servicios personales	Ene-92	Dic-08	Mensual	ISSS. Compilada Dpto. Cuentas Macroeconómicas, BCR.
23	COTTA	Cotizantes ISSS: transporte, almacenamiento y comunicación	Ene-92	Dic-08	Mensual	ISSS. Compilada Dpto. Cuentas Macroeconómicas, BCR.
I.3. Indicadores de precios						
24	IPC	Índice de precios al consumidor	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCR
25	IPC-ALIMB	Índice de precios al consumidor de los alimentos y bebidas no alcohólicas	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCR
26	IPC-BALCEST	Índice de precios al consumidor de las bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCR
27	IPC-VEST	Índice de precios al consumidor de las prendas de vestir y calzado	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCR
28	IPC-ALJGAS	Índice de precios al consumidor de alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles.	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCR

CUADRO A. 2 (continúa)

Núm.	Abreviatura	Descripción del indicador	Rango			Fuente
			Inicio	Finaliza	Frecuencia	
29	IPC-MBHOG	Índice de precios al consumidor de los muebles, artículos para el hogar y para la conservación ordinaria del hogar	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCERS
30	IPC-SALUD	Índice de precios al consumidor de la salud	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCERS
31	IPC-TRANS	Índice de precios al consumidor del transporte	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCERS
32	IPC-COMUN	Índice de precios al consumidor de las comunicaciones	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCERS
33	IPC-RECR	Índice de precios al consumidor de la recreación y cultura	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCERS
34	IPC-EDUC	Índice de precios al consumidor de la educación	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCERS
35	IPC-RESTHO	Índice de precios al consumidor de los restaurantes y hoteles	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCERS
36	IPC-BSEVD	Índice de precios al consumidor de los bienes y servicios diversos	Ene-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCERS
37	IPM	Índice de precios al por mayor	Mar-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCERS
38	IPMEC	Índice de precios al por mayor excluyendo café.	Mar-93	Dic-08	Mensual	DIGESTYC. Publicado por BCERS
39	DEFLAC	Deflactor del producto	Mar-90	Dic-08	Trimestral	Banco Central de Reserva de El Salvador
I.4. Otros indicadores						
40	CONCEM	Consumo cemento	Ene-90	Dic-08	Mensual	CESSA. Publicado por BCERS.
41	CONENER	Consumo energía eléctrica	Ene-90	Dic-08	Mensual	UT. Publicado por BCERS

42	PROCEM	Producción de cementos	Ene-90	Dic-08	Mensual	CESSA. Publicado por BCRS.
43	PROENER	Producción de energía	Ene-90	Dic-08	Mensual	UT. Publicado por BCRS
44	TCRGAER	Transporte carga por aéreo	Ene-90	Dic-08	Mensual	CEPAL. Publicado en BCRS.
45	TCRGPOR	Transporte de carga portuario	Ene-90	Dic-08	Mensual	CEPAL. Publicado en BCRS.
46	ENTPSAJ	Entrada de pasajeros	Ene-92	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
47	SALPSAJ	Salidas de pasajeros	Ene-92	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
II. Sector externo						
48	EXAZU	Exportaciones azúcar	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
49	EXCAFE	Exportaciones café	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
50	EXCAM	Exportación de camarones	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
51	EXMAQUIL	Exportación de maquila	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
52	EXNTCA	Exportaciones no tradicionales a CA	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
53	EXNTFCA	Exportaciones no tradicionales fuera de CA	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
54	EXNTRA	Exportaciones no tradicionales	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
55	EXPORTS	Exportaciones totales	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
56	EXTRAD	Exportaciones tradicionales	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
57	IMFUCA	Importaciones fuera de CA	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
58	IMMAQUILA	Importaciones maquila	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
59	IMPCA	Importaciones de CA	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
60	IMPORTS	Importaciones totales	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
61	IMRENTA	Impuesto sobre la renta	Ene-91	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
62	PCPP	Precio café-precio petróleo	Ene-92	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
63	REM	Remesas	Ene-92	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
III. Sector fiscal						
64	BFP	Balance fiscal	Ene-94	Dic-08	Mensual	MH. Publicado por BCRS
65	GCONPU	Gasto consumo público	Ene-94	Dic-08	Mensual	MH. Publicado por BCRS

CUADRO A. 2 (continúa)

Núm.	Abreviatura	Descripción del indicador	Rango		Frecuencia	Fuente
			Inicio	Finaliza		
66	ICTES	Ingresos Corrientes	Ene-94	Dic-08	Mensual	MH. Publicado por BCERS
67	ITRIB	Impuestos Tributarios	Ene-94	Dic-08	Mensual	MH. Publicado por BCERS
68	IVA	Impuesto al Valor Agregado	Ene-94	Dic-08	Mensual	MH. Publicado por BCERS
69	IMRENTA	Impuesto sobre la renta	Ene-94	Dic-08	Mensual	MH. Publicado por BCERS
70	INVPU	Inversión Pública	Ene-94	Dic-08	Mensual	MH. Publicado por BCERS
IV. Sector monetario-financiero						
71	CRNOM	Crédito Nominal	Ene-94	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
72	CRREAL	Crédito Real	Mar-94	Dic-08	Trimestral	Banco Central de Reserva de El Salvador
73	M3	M3	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
74	TP30	Tasa pasiva 30 días	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
75	TBIY	Tasa básica activa un año	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
76	TBI80	Tasa básica pasiva 180 días	Ene-90	Dic-08	Mensual	Banco Central de Reserva de El Salvador
V. Indicadores expectativas (encuesta dinámica empresarial-FUSADES)						
77	DERGI	Dinámica empresarial: resultado general inversión	Mar-95	Dic-08	Trimestral	FUSADES
78	DECOMEMPL	Dinámica empresarial: sector comercio empleo	Mar-95	Dic-08	Trimestral	FUSADES
79	DECOMINVR	Dinámica empresarial: sector comercio inversión	Mar-95	Dic-08	Trimestral	FUSADES
80	DEVSS	Dinámica empresarial: sector servicios ventas	Mar-93	Dic-08	Trimestral	FUSADES
81	DEVSI	Dinámica empresarial: sector industria ventas	Mar-94	Dic-08	Trimestral	FUSADES

82	DEVSCO	Dinámica empresarial: sector comercio ventas	Mar-94	Dic-08	Trimestral	FUSADES
83	DEPSI	Dinámica empresarial: sector industrial producción	Mar-94	Dic-08	Trimestral	FUSADES
84	DERV	Dinámica empresarial: resultado general ventas	Mar-94	Dic-08	Trimestral	FUSADES
VI. Indicadores de EUA						
85	PIBTUSA	Pib Trimestral-EUA	Mar-92	Dic-08	Trimestral	Bureau of Economic Analysis-Depto. De Comercio- EUA
86	DESPUSA	Tasa de desempleo global-EUA	Ene-92	Dic-08	Mensual	Bureau of Labor Statistics
87	DESHSPUSA	Tasa de desempleo hispano-EUA	Ene-92	Dic-08	Mensual	Bureau of Labor Statistics
88	FEDFE	Tasa efectiva fondos federales	Ene-92	Dic-08	Mensual	Federal Reserve
89	IPGUS	Índice de producción general-EUA	Ene-92	Dic-08	Mensual	Federal Reserve
90	IPIG	Índice de producción industrial-EUA	Ene-92	Dic-08	Mensual	Federal Reserve
91	TB6CM	Tasa de interés de bonos del Tesoro (6 meses)	Ene-92	Dic-08	Mensual	Federal Reserve

NOTA: las series que no disponían datos a partir del año 1992 fueron interpoladas a dicha fecha, utilizando modelos autorregresivos.

CUADRO A. 3. ESTADÍSTICOS BIVARIADOS CON APROXIMACIÓN NBER. SERIE DE REFERENCIA: COMPONENTE CÍCLICO DEL PIB T

Series	Características		Coherencia		Espectro promedio		Rezago promedio		Correlación cruzada	
	Transf.	Frecuencia	2 Y-8 Y	2 Y-8 Y	2 Y-8 Y	2 Y-8 Y	2 Y-8 Y	r_0	r_{max}	l_{max} ^a
Filtro Baxter y King										
Coincidente	X	4	0.83	0.39	0.05	0.90	0.90	0		
DERGINV	BKX	4	0.67	0.38	0.32	0.80	0.80	0		
ITRIB	BKX	4	0.60	0.39	-0.16	0.77	0.77	0		
DECOMINVR	BKX	4	0.57	0.37	0.06	0.74	0.74	0		
IVAECSP	BKX	4	0.57	0.38	-0.09	0.74	0.74	0		
IVAE	BKX	4	0.56	0.39	0.05	0.73	0.73	0		
COCONS	BKX	4	0.47	0.39	0.00	0.63	0.63	0		
DECOMEMPL	BKX	4	0.45	0.38	0.08	0.66	0.66	0		
IVAETAC	BKX	4	0.45	0.42	-0.03	0.65	0.65	0		
IMRENTA	BKX	4	0.44	0.37	-0.05	0.67	0.67	0		
Rezagado	X	4	0.65	0.39	-0.45	0.76	0.82	-1		
TCOTIZ	BKX	4	0.52	0.41	-0.43	0.66	0.75	-1		
IVAEA	BKX	4	0.44	0.37	-0.49	0.65	0.68	-1		
IMFUCA	BKX	4	0.41	0.38	-0.32	0.62	0.63	-1		
IMPORTS	BKX	4	0.41	0.38	-0.37	0.62	0.64	-1		
COTIM	BKX	4	0.40	0.39	-0.65	0.57	0.68	-1		
Filtro Hodrick-Prescott										
Líder	X	4	0.59	0.40	0.31	0.72	0.74	1		
TCRGPOR	HPX	4	0.44	0.31	0.31	0.54	0.56	1		
DERGINV	HPX	4	0.43	0.35	0.41	0.59	0.61	1		
IVAEISE	HPX	4	0.41	0.43	0.18	0.60	0.62	1		
Coincidente	X	4	0.80	0.41	0.03	0.85	0.85	0		

TCOTIZ	HPX	4	0.74	0.40	-0.12	0.80	0.80	0
IVAE	HPX	4	0.67	0.38	0.09	0.76	0.76	0
IVAETAC	HPX	4	0.60	0.42	0.10	0.73	0.73	0
COCONS	HPX	4	0.59	0.38	0.11	0.71	0.71	0
ITRIB	HPX	4	0.58	0.38	0.03	0.70	0.70	0
IVAECRH	HPX	4	0.52	0.39	-0.11	0.67	0.67	0
IVAECSP	HPX	4	0.49	0.36	0.01	0.64	0.64	0
IMRENTA	HPX	4	0.41	0.29	0.04	0.53	0.53	0
Rezagado	X	4	0.57	0.37	-0.44	0.67	0.75	-2
COCOM	HPX	4	0.42	0.38	-0.52	0.57	0.71	-2
COTMIC	HPX	4	0.42	0.31	-0.36	0.54	0.55	-2
M3	HPX	4	0.41	0.43	-0.31	0.59	0.66	-2
COTIM	HPX	4	0.53	0.38	-0.30	0.67	0.69	-1

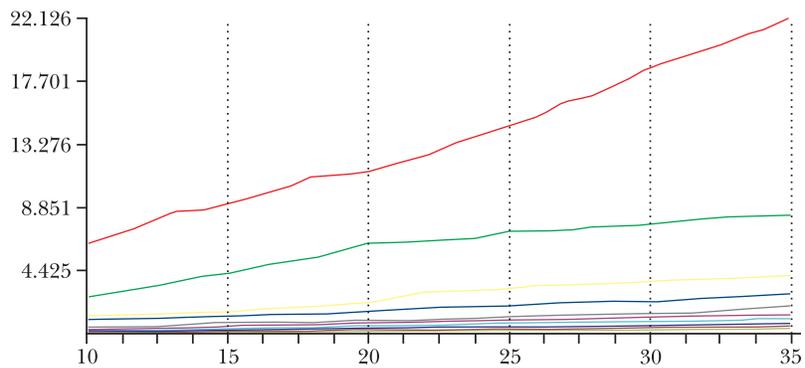
Filtro Hodrick-Prescott modificado

Líder	X	4	0.52	0.42	0.37	0.66	0.76	2
IVAETAC	X	4	0.45	0.41	0.21	0.61	0.65	1
CONENER	X	4	0.42	0.39	0.48	0.57	0.73	3
Coincidente	X	4	0.76	0.42	0.04	0.84	0.84	0
IVAE	X	4	0.83	0.42	0.09	0.88	0.88	0
IVAECRH	X	4	0.62	0.36	-0.11	0.70	0.70	0
ITRIB	X	4	0.55	0.41	-0.01	0.71	0.71	0
COCONS	X	4	0.54	0.36	0.16	0.66	0.66	0
Rezagado	X	4	0.76	0.40	-0.19	0.83	0.85	-1
TCOTIZ	X	4	0.57	0.41	-0.22	0.70	0.75	-1
IVAECSP	X	4	0.53	0.43	-0.13	0.70	0.72	-1
COTIM	X	4	0.48	0.37	-0.32	0.63	0.67	-1
IMFUCA	X	4	0.41	0.36	-0.17	0.58	0.59	-1

^a El signo + (-) refiere a un adelanto (rezago) con respecto a la serie de referencia.

CUADRO A. 4. ESTADÍSTICOS EMPLEADOS PARA LA SELECCIÓN DE PARÁMETROS DEL MODELO FACTORIAL DINÁMICO

Eigenvalue #	Porcentaje de varianza explicada en cada frecuencia					Promedio
	0	$2\pi/9$	$2 * 2\pi/9$	$3 * 2\pi/9$	$4 * 2\pi/9$	
1	0.522	0.503	0.277	0.438	0.394	0.427
2	0.701	0.708	0.471	0.593	0.562	0.607
3	0.791	0.797	0.581	0.708	0.688	0.713
4	0.859	0.844	0.666	0.769	0.755	0.779
5	0.903	0.885	0.728	0.817	0.797	0.826
6	0.931	0.915	0.781	0.847	0.831	0.861
7	0.953	0.939	0.821	0.871	0.857	0.888
8	0.968	0.954	0.853	0.893	0.881	0.910
9	0.977	0.965	0.878	0.911	0.9	0.926
10	0.984	0.975	0.901	0.925	0.916	0.940

GRÁFICA A. I. PROMEDIO DE EIGENVALORES ESTIMADOS SOBRE LAS FRECUENCIAS

CUADRO A. 5. ESTADÍSTICOS MULTIVARIADOS CON MODELOS FACTORIALES DINÁMICOS. SERIE DE REFERENCIA: COMPONENTE COMÚN DEL CICLO DEL PIB_t

Serie	Varianza com- ponente común/ varianza de las series	Correlación entre los componentes comunes de las series y la serie de referencia (rezagos) ^a			
		-2	-1	0	1
Filtro Baxter y King					
PIBT	0.80	0.33	0.71	1.00	0.71
DERGIINVR	0.90	0.06	0.46	0.86	0.72
BCOM	0.59	-0.22	-0.56	-0.84	-0.59
COCOM	0.55	0.57	0.60	0.39	0.00
COCONS	0.56	0.45	0.75	0.94	0.64
CRNOM	0.64	0.57	0.64	0.48	0.14
DECOMEMPL	0.77	0.18	0.57	0.89	0.64
DECOMINVR	0.77	0.18	0.56	0.87	0.64
DERGEM	0.79	-0.24	0.09	0.61	0.75
DERGINV	0.73	-0.20	0.16	0.66	0.75
DERGVTAS	0.74	-0.15	0.20	0.66	0.72
DESIPRO	0.66	-0.16	0.16	0.58	0.65
EXNTCA	0.84	0.47	0.54	0.42	0.10
EXNTRA	0.72	0.53	0.64	0.54	0.17
EXPORTS	0.64	0.27	0.42	0.43	0.15
IMFUCA	0.70	0.45	0.76	0.91	0.54
IMPORTS	0.65	0.43	0.76	0.93	0.55
IPGUS	0.69	0.38	0.48	0.51	0.34
IPIG	0.70	0.36	0.48	0.53	0.37
IPM	0.84	0.25	0.27	0.18	0.01
IPMEC	0.88	0.29	0.22	0.03	-0.14
ITRIB	0.61	0.43	0.78	0.98	0.62
IVA	0.61	0.51	0.73	0.73	0.36
IVAE	0.81	0.32	0.61	0.87	0.63
IVAEA	0.52	0.46	0.71	0.77	0.36
IVAECRH	0.73	0.26	0.51	0.75	0.54
IVAECS	0.66	0.36	0.72	0.96	0.68
IVAEISE	0.55	0.40	0.65	0.87	0.71
IVAEETAC	0.73	0.40	0.66	0.87	0.62
M3	0.61	0.46	0.52	0.48	0.28
PCPP	0.67	-0.06	0.32	0.73	0.69
TCOTIZ	0.65	0.65	0.85	0.84	0.45
TCRGPOR	0.60	0.20	0.53	0.85	0.66
Filtrado Hodrick-Prescott					
PIBT	0.67	0.47	0.77	1.00	0.77
DERGIINVR	0.57	0.09	0.45	0.72	0.70
COCONS	0.62	0.43	0.70	0.89	0.71
CONCEM	0.66	-0.04	0.17	0.39	0.28
CRNOM	0.69	0.56	0.69	0.67	0.38
CRREAL	0.55	0.47	0.64	0.70	0.44

DERGEM	0.62	-0.19	0.04	0.38	0.55
DERGINV	0.57	-0.20	0.03	0.37	0.51
DERGVTAS	0.60	-0.20	0.00	0.32	0.49
DESIPRO	0.57	-0.19	-0.03	0.26	0.42
EXNTCA	0.73	0.54	0.62	0.67	0.32
EXNTFCA	0.51	0.52	0.65	0.75	0.47
EXNTRA	0.73	0.56	0.66	0.73	0.39
EXPORTS	0.53	0.43	0.48	0.54	0.16
FEDFE	0.60	0.22	0.43	0.68	0.65
IMFUCA	0.68	0.44	0.69	0.92	0.62
IMPORTS	0.56	0.46	0.69	0.91	0.56
IPGUS	0.64	0.38	0.57	0.75	0.64
IPIG	0.64	0.36	0.55	0.76	0.67
IPM	0.61	0.46	0.58	0.60	0.33
IPMEC	0.61	0.48	0.55	0.53	0.25
ITRIB	0.62	0.40	0.70	0.97	0.79
IVA	0.62	0.42	0.69	0.92	0.72
IVAE	0.81	0.41	0.70	0.97	0.75
IVAEA	0.52	0.47	0.65	0.77	0.45
IVAECONS	0.66	-0.04	0.17	0.39	0.28
IVAECRH	0.66	0.43	0.74	0.97	0.70
IVAECSP	0.64	0.44	0.70	0.90	0.65
IVAEEGA	0.54	0.29	0.53	0.81	0.74
IVAEISE	0.75	0.42	0.70	0.95	0.82
IVAEMC	0.60	0.18	0.41	0.58	0.39
IVAETAC	0.81	0.45	0.73	0.95	0.76
M3	0.58	0.59	0.74	0.79	0.50
PROCEM	0.60	0.18	0.41	0.58	0.39
PROENER	0.52	0.34	0.59	0.86	0.77
REM	0.66	0.31	0.51	0.75	0.66
TB6CM	0.50	0.15	0.33	0.60	0.64
TCOTIZ	0.62	0.61	0.86	0.97	0.68
TCRGPOR	0.55	0.29	0.62	0.94	0.78

Filtro Hodrick-Prescot modificado

PIBT	0.708	0.417	0.738	1.000	0.738
COCONS	0.585	0.331	0.646	0.902	0.693
CONENER	0.664	0.222	0.502	0.815	0.773
COTAGR	0.544	0.491	0.674	0.820	0.589
CRNOM	0.528	0.555	0.726	0.780	0.488
CRREAL	0.552	0.510	0.740	0.870	0.582
DECOMEMPL	0.629	0.003	0.312	0.614	0.523
DECOMINVR	0.629	-0.029	0.248	0.535	0.479
DERGEM	0.825	-0.182	0.086	0.483	0.642
DERGIINVR	0.755	-0.013	0.325	0.681	0.634
DERGINV	0.750	-0.274	-0.014	0.376	0.560
DERGVTAS	0.856	-0.188	0.069	0.422	0.554
DESIPRO	0.785	-0.218	0.017	0.335	0.458
FEDFE	0.707	0.286	0.508	0.768	0.706
IMFUCA	0.636	0.414	0.704	0.922	0.637

IMRENTA	0.654	0.359	0.569	0.817	0.745
IPGUS	0.581	0.343	0.568	0.818	0.720
IPIG	0.721	0.386	0.606	0.839	0.729
IPM	0.637	0.325	0.362	0.343	0.161
IPMEC	0.723	0.342	0.316	0.230	0.043
ITRIB	0.605	0.400	0.713	0.975	0.768
IVA	0.612	0.368	0.629	0.871	0.732
IVAE	0.749	0.410	0.708	0.975	0.769
IVAEA	0.602	0.545	0.719	0.785	0.497
IVAESBF	0.705	0.372	0.509	0.632	0.497
IVAECRH	0.647	0.419	0.692	0.918	0.628
IVAECSP	0.822	0.461	0.740	0.948	0.711
IVAEEGA	0.583	0.146	0.425	0.753	0.751
IVAEISE	0.791	0.445	0.679	0.885	0.710
IVAETAC	0.830	0.376	0.620	0.874	0.722
PROENER	0.703	0.162	0.453	0.794	0.792
REM	0.695	0.301	0.474	0.665	0.631
TB6CM	0.608	0.234	0.441	0.720	0.710
TCOTIZ	0.585	0.605	0.812	0.896	0.588
TCRGPOR	0.670	0.159	0.439	0.803	0.814

^a Alta correlación cruzada en los rezagos positivos indica un comportamiento adelantado de la variable con respecto a la serie de referencia.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abad, A., A. Cristóbal y E. Quilis (2000), *Fluctuaciones Económicas, Puntos de Giro y Clasificación Cíclica*, Instituto Nacional de Estadísticas, España, octubre.
- Altissimo, F., A. Bassanetti, R. Cristadoro, L. Reichlin y G. Veronese (2001), *The construction of coincident and leading indicators for the euro area business cycle*, Banca d'Italia (Temi di discussione del servizio studi, n^o 434).
- Altissimo, F., D. Marchetti y G. Oneto (2000), *The Italian Business Cycle: Coincident and Leading Indicators and Some Stylized Facts*, Banca d'Italia (Temi di discussione del servizio studi, n^o 377).
- Avella M., y L. Fergusson (2003), *El ciclo económico. Enfoques e Ilustraciones. Los ciclos económicos de Estudios Unidos y Colombia*, Banco de la República y Facultad de Economía de la Universidad de los Andes.
- Bai, J., y S. Ng (2002), "Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models", *Econometrica*, vol. 70, n^o 1, pp. 191-221.

- Baxter, M., y R. King (1995), *Measuring Business Cycles: approximate band-pass filters for economic time series*, NBER (Working Paper, n° 5022).
- Boivin, J., y S. Ng (2006), "Are more data always better for factor analysis?", *Journal of Econometrics*, vol. 132, pp. 169-94.
- Boschan, C., y G. Bry (1971), "Programmed selection of cyclical turning points", *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programmes*, NBER.
- Breitung, J., y U. Kretschmer (2004), *Identification and estimation of dynamic factors from large macroeconomic panels*, Universidad de Bonn y Deutsche Bundesbank, febrero (Discussion Paper); ver en el sitio: <http://www.ect.ui-bonn.de/discussion.htm>.
- Bronfenbrenner, M. (1969), *Is the business cycle obsolete?*, Wiley-Interscience, Nueva York, Estados Unidos.
- Burgos, Y. (2008), *Sistema de indicadores líderes regionales: Importancia de su implementación en CAPRD*, Secretaria Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano, marzo (Notas Económicas Regionales, n° 8).
- Burns, A. F., y W. C. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research, Nueva York.
- Cabrera, O., y R. Salazar (2009), "Las encuestas de opinión en el análisis del ciclo económico salvadoreño: un estudio exploratorio", *Tópicos Económicos* (Banco Central de Reserva de El Salvador), año 2, n° 31, 15 de abril de 2009.
- Calderón, G. (2000), *Índice sintético adelantado para predecir la inflación en Guatemala*, Banco Central de Guatemala.
- CEPAL (2009), *Estudio económico de América Latina y el Caribe 2008-2009*, División de Desarrollo Económico, Santiago de Chile, julio de 2009.
- Conference Board (2000), *Business Cycles Indicators Handbook*. Business Cycle Indicators Program, Nueva York.
- Conference Board (2007), *Business Cycle Indicators. A monthly report from The Conference Board*, vol. 12, n° 6, junio, Nueva York.
- Conference Board (2009), *Leading economic index for the United States and related composite economic indexes for may 2009*, Nueva York.
- Cotrie, G., R. Graigwell y A. Maurin (2006), *Estimating Indexes of Coincident and Leading Indicators for Barbados*, Central Bank of Barbados and Laboratoire d'Economie Appliquée

- au Développement (LEAD) U.F.R. des Sciences Juridiques et Economiques.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, segunda edición, Wiley, Hoboken, NJ (ISBN 0-471-23065-0).
- Fariña Gómez, B. (2004), *Fechado del ciclo ambiente de la economía española*, tesis doctoral, Universidad de Valladolid, septiembre.
- Fiorentini, G., C. Planas y G. Caporello (2003), *Busy Program User Manual: tools and practices for Business cycle analysis in European Union*, Joint Research Centre of European Commission Ispra, Italy (EC Fifth Framework Program SCA Project IST-1999-12654).
- Forni, M., H. Marc, M. Lippi y L. Reichlin (2000), “The generalized dynamic factor model: identification and estimation”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 82, n^o 4.
- Forni, M., H. Marc, M. Lippi y L. Reichlin (2001), “Coincident and Leading Indicators for the Euro Area”, *The Economic Journal*, vol. 111, n^o 471, abril, pp. 62-85; Conference Papers, mayo, pp. C62-C85; *The Review of Economics and Statistics*, vol. 82, n^o 4, pp. 540-54.
- Forni, M., H. Marc, M. Lippi y L. Reichlin (2005), “The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 100, n^o 471, pp. 830-40.
- Fuentes, J. (2008), *Effects of Misspecification of Unit Roots on Dynamic Factor Models Predictions*, tesina para optar al grado de Master Oficial en Administración de Empresas y Métodos Cuantitativos.
- Fuentes, J. (2009), “Consolidación fiscal en el mediano plazo: propuesta de un Indicador de Seguimiento”, *Tópicos Económicos* (Banco Central de Reserva de El Salvador), año 2, n^o 33, 15 de mayo.
- Fuentes, J., y M. Tobar (2002), *Choques exógenos y mecanismos de estabilización cíclica: El Salvador 1960-2000*, Banco Central de Reserva de El Salvador, febrero (Documentos de Trabajo, n^o 2002-02).
- Fuentes, J., y M. Tobar (2004), *La Política Fiscal como Herramienta de Ajuste cíclico en El Salvador*, Banco Central de Reserva de El Salvador (Documento de Trabajo, n^o 2004-01).
- Gallardo, M., y M. Pedersen (2007a), *Indicadores líderes compuestos. Resumen de metodologías de referencia para construir un*

- indicador regional en América Latina*, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas, Santiago de Chile, abril (Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos, n° 49).
- Gallardo, M., y M. Pedersen (2007b), *Un sistema de indicadores líderes compuestos para la región de América Latina*. División de Estadísticas y Proyecciones Económicas, Santiago de Chile, mayo (Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos, n° 51).
- Geweke, J. (1977), "The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series", en D. J. Aigner y A. S. Goldberger (eds.), *Latent Variables in Socio-Economic Models*, cap. 19, North Holland Publishing, Amsterdam:
- Harvey, A., y S. J. Koopman (2000), "Signal Extraction and the Formulation of Unobserved Components Models", *Econometrics Journal*, vol. 3, pp. 84-107.
- Hawtrey, R. (1956), "El ciclo económico", en G. Haberler (ed.), *Ensayos sobre el ciclo económico*, Fondo de Cultura Económica, México.
- Hodrick, R. J., y E. C. Prescott (1997), "Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 1.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2009), *Sistema de Indicadores compuestos: coincidentes y adelantado. Cifras a febrero de 2009*, Aguascalientes (Comunicado Número 130/2009).
- Jevons, W. Stanley (1875), *Influence of the un-Spot Period on the Price of Corn*, Nature.
- Jevons, W. Stanley (1882), *The Solar Commercial Cycle*, Nature
- Juglar, Clement (1862), *Des Crises commerciales et leur retour périodique en France, en Angleterre, et aux États-Unis*. Guillaumin et Cie, París.
- Juglar, Clement (1863), "Crises Commerciales", en Maurice Block (ed.), *Dictionnaire general de la politique*, Berger-Levrault, Strasbourg.
- Kaiser, R., y A. Maravall (2002), *A complete Model-Based Interpretation of the Hodrick-Prescott Filter: spuriousness reconsidered*, Banco de España, Servicio de Estudios, marzo (Documento de trabajo, n° 0208); también en *International Journal of Forecasting*, vol. 21, pp. 691-710, 2005,
- Kaiser, R., y A. Maravall (2005), "Combining filter design with Model-Based filtering (with an application to business-cycle

- estimation)", *International Journal of Forecasting*, vol. 21, n^o 4, octubre-diciembre, pp. 691-710
- Kikut, A. C., y E. Muñoz (1999), *Diseño de un Índice Sintético Adelantado para la Inflación: El caso de Costa Rica*, Banco Central de Costa Rica, División Económica.
- Klein, P. A., y G. H. Moore (1983), *The Leading Indicator Approach To Economic Forecasting - Retrospect and Prospect*, NBER (Working Paper Series, n^o 941).
- Koopmans, T. C. (1947), "Measurement without theory", *The Review of Economics and Statistics*, vol. XXIX.
- Kydland, F. E., y E. C. Prescott (1990), "Business cycles: Real facts and monetary myth". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol 14, n^o 2.
- Kydland, F., y E. Prescott (1982), "Time to build and aggregate fluctuations" *Econometrica*, vol. 50.
- Laidler, D. (1999). *Fabricating the Keynesian revolution. Studies in the interwar literature on money, the cycle, and unemployment*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Legrand, M y Hagemann, H. (2007), "Business Cycle in Juglar and Schumpeter", *The History of Economic Thought*, vol. 49, n^o 1.
- Leigh, D., y M. Rossi, (2002), *Leading Indicators of Growth and Inflation in Turkey*, Fondo Monetario Internacional (WP/01/30).
- Long, J. B., Jr., y C. I. Plosser (1983), "Real Business cycles", *Journal of Political Economy*, vol. 91.
- Lucas, R. E. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, vol. 63, pp. 326-34.
- Lucas, R. E. (1977), "Understanding business cycles", *Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy*, vol. 5, pp. 7-29.
- Masoller, A. (2002), *Un indicador sintético de actividad económica*, Banco Central de Uruguay, Área de Investigación Económica.
- Melo L., F. Nieto, C. Posada e Y. Betancourt (2001), *Un índice Coincidente para la actividad Económica Colombiana*, Banco de la Republica (Borradores de Economía, n^o 003678).
- Melo, L., F. Nieto y M. Ramos (2003), *A leading index for the Colombian Economic Activity*, Banco de la Republica (Borradores de Economía, n^o 001920).

- Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Argentina (MECON) (1997), *La Economía Argentina en el cuarto Trimestre de 1997* (Informe Económico, n° 24).
- Mintz, I. (1969), *Dating Postwar Business Cycles: Methods and their Application to Western Germany, 1950-67*, NBER, Nueva York (Occasional Paper, n° 107).
- Mohanty, J., B. Singh y R. Jain (2003), *Business cycles and leading indicators of industrial activity in India*, Reserve Bank of India.
- Mongardini, J., y T. Saadi-Sedik (2003), *Estimating Indexes of Coincident and Leading Indicators: an application to Jordan*, Fondo Monetario Internacional (WP/03/170).
- Moon, H. R., y B. Perron (2004), "Testing for a unit root in panels with dynamic factors", *Journal of Econometrics*, vol. 122, pp. 81-126.
- Moore, G., (1961), *Business Cycles Indicators: Contributions to the analysis of current business conditions*, Princeton University Press, Princeton.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (1999), *OECD Composite Leading Indicators a tool for short-term analysis*, OECD Statistics, Leading Indicators.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (2008), *OECD System of composite leading indicator*.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (2009), *Composite Leading Indicators: continue to indicate strong slowdowns in the OECD are but the pace of the deterioration is easing*, News Release, Paris, 11 de mayo.
- Peart, S. (1996), *The Economics of WS Jevons*, Editorial Routledge, Nueva York y Londres.
- Pedersen, M. (2009), "Un indicador líder compuesto para la actividad económica en Chile", *Monetaria*, vol. XXXII, n° 2, abril-junio, pp. 181-208.
- Reyes, B., y H. Meléndez (2003), *Indicadores adelantados de inflación y actividad económica*, Banco Central de Venezuela, Oficina de Investigación Económica, junio (Colección Banca Central y Sociedad).
- Rivera, Roberto (2000), *La Economía Salvadoreña al Final del Siglo: Desafíos para el Futuro*, primera edición, FLACSO, San Salvador.

- Sargent, Thomas J., y A. Sims (1977), *Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory*, Federal Reserve Bank of Minneapolis (WP/55).
- Schneider, M., y M. Spitzer (2004), *Forecasting Austrian GDP using the generalized dynamic factor model*, Oesterreichische Nationalbank (Austrian Central Bank) (WP/89).
- Schumacher, C. (2007), "Forecasting German GDP using alternative factor models based on large dataset", *Journal of Forecasting*, vol. 26, n° 4, pp. 271-302.
- Schumpeter, J. A. (1939), *Business Cycles: A theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process*, 2 vols., MacGraw-Hill, Nueva York.
- Schumpeter, J. A. (1954). *History of Economic Analysis*, George Allen & Unwin, Londres.
- Simone, A. (2001), *In Search of coincident and leading indicators of economic activity in Argentina*, Fondo Monetario Internacional (WP/01/30).
- Stekler, H. O. (1991), "Turning point predictions, errors and forecasting procedures", en Kajal Lahiri y Geoffrey H. Moore (eds.), *Leading Economic Indicators: New Approaches And Forecasting Records*, Cambridge University Press, pp. 169-79.
- Stock, J., y M. Watson (1989), *New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators*, NBER (Macroeconomic Annual Report).
- Stock, J., y M. Watson (1991), "A Probability model of the coincident economic indicators", en Kajal Lahiri y Geoffrey H. Moore (eds.), *Leading Economic Indicators: New Approaches And Forecasting Records*, Cambridge University Press, pp. 63-85.
- Stock, J., y M. Watson (1999), "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, n° 2, pp. 293-335.
- Taylor, J. B. (1979), "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *The American Economic Review* (Papers and Proceedings), vol. 69, n° 2.
- Watson, M. (2000), *Macroeconomic Forecasting Using Many Predictors*, texto mimeografiado.
- Wicksell, Knut ([1907], 2001) "A new theory of crises", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol 12.

Zarnowitz, V., y A. Ozyildirim (2002), *Time series decomposition and measurement of business cycles, trends and growth cycles*, NBER (Working Paper, nº 8736).

Sitios web visitados:

Banco Central de Reserva de El Salvador: www.bcr.gob.sv

Economic Cycle Research Institute: www.businesscycle.com

José A. Murillo
Tonatiuh Peña

Futuros de productos básicos alimentarios: ¿son útiles para pronosticar la inflación?

I. INTRODUCCIÓN

Recientemente los pronósticos de inflación fueron desafiados por el inesperado ciclo ascendente que tuvieron los precios de los productos básicos alimentarios. El ciclo empezó en el 2004 y terminó con la intensificación de la crisis financiera en el 2008 (FMI, 2008); como ejemplo están los niveles récord que alcanzaron las cotizaciones de los futuros de maíz, soya y

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio "Food Commodity Futures: Are They Useful for Inflation Forecasting", de J. A. Murillo y T. Peña, funcionarios del Banco de México. Este estudio fue presentado en la XIV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, auspiciada por el Banco Central de Brasil, en Salvador, Bahía, del 11 al 13 de noviembre del 2009. Las opiniones expresadas en el presente artículo son únicamente responsabilidad de los autores y no representan necesariamente las opiniones del Banco de México. Los autores desean expresar su agradecimiento a Yenisey Farfán y a Fabiola Cañas por habernos brindado una excelente ayuda con la investigación. Asimismo agradecemos a los participantes del taller de preparación para el IV Seminario de Alto Nivel de Bancos del Eurosisistema y de América Latina y América Central (París, Francia, diciembre del 2008) y de la XIV Reunión de la Red de Investigadores (CEMLA) por sus valiosos comentarios. Correos de contacto: (tpeña@banxico.org.mx y jmurillo@banxico.org.mx).

MONETARIA, JUL-SEP 2010

trigo durante buena parte del 2007 y 2008 en la Chicago Board of Trade (CBOT). Ello produjo presiones inflacionarias que volcaron la atención de los banqueros centrales hacia la necesidad de entender mejor el funcionamiento de los mercados de productos básicos alimentarios para así mejorar los pronósticos de inflación. Esta tarea es de particular relevancia para los países en desarrollo ya que fueron los más afectados durante este episodio inflacionario (FMI, 2008).

Dentro de las estrategias que existen para comprender mejor a los mercados de productos básicos alimentarios está revisar, una vez más, si indicadores basados en el mercado, tales como los precios de los contratos de futuros, son útiles para pronosticar los precios de contado (spot). Aunque el poder predictivo de los futuros ha sido tanto alabado como criticado por diferentes economistas a lo largo del tiempo (por ejemplo, Leuthold y Tomek, 1980; Kenyon, Jones y McGwirk, 1993), es pertinente una reevaluación de estos instrumentos. Si se muestra que de alguna forma los precios de los contratos futuros han pronosticado correctamente cualquier tendencia futura de los precios spot, entonces los pronósticos de inflación podrían beneficiarse de la incorporación de este tipo de información. Por el contrario, si los precios de los futuros no son predictores fiables de los movimientos futuros de los precios spot, entonces los formuladores de políticas deberán tomar en cuenta tales deficiencias o basarse en métodos alternativos de predicción; tal y como se mencionó en Chinn, LeBlanc y Coibion (2005).

En este artículo se evaluó el poder predictivo de los precios de futuros mediante la aplicación del método propuesto por Fama y French (1987) para este fin. El modelo matemático se utilizó para probar simultáneamente la capacidad que tiene la base¹ para capturar expectativas de cambio en los precios spot y además para determinar la existencia de primas de riesgo. Sin embargo, en contraste con el trabajo de Fama y French se utilizó un menor número de productos básicos alimentarios, pero los datos comprendieron un lapso de tiempo mayor. Dado que se utilizaron series relativamente largas, fue posible analizar períodos de volatilidad alta y baja, tales como la escasez

¹ La base es una serie de tiempo derivada de la sustracción de los precios spot y de futuros.

de alimentos de los años setenta y el reciente episodio de altos precios de productos básicos alimentarios. Para entender de qué manera estos episodios influyeron sobre la capacidad de pronóstico de los futuros, nosotros seguimos el trabajo de Kenyon, Jones y MacGwirk (1993) y damos seguimiento a la capacidad predictiva de los futuros a través del tiempo, pero con lo que consideramos es una metodología con un mayor sustento teórico.

La evaluación de la capacidad predictiva de los futuros cubre a los siguientes productos básicos alimentarios: maíz, soya, trigo, ganado de engorde y cerdos. Los resultados de este trabajo sugieren que la capacidad de los futuros para predecir precios spot ha evolucionado continua y notablemente, y en general ha virado hacia un poder de predicción mayor. No obstante, episodios como el reciente en donde se experimentaron altos precios en los granos parecen haber debilitado, al menos temporalmente, el desempeño de pronóstico de los futuros (excepto para cerdos). Los principales hallazgos descritos en este estudio son:

- Los futuros de maíz han sido predictores eficientes de los precios spot durante al menos tres décadas. En específico, tuvieron un poder predictivo relativamente bueno de 1974 a 1984, y de 1986 a 2003, donde tal poder creció.
- Los futuros de soya han sido un predictor débil y sólo tuvieron un desempeño relativamente bueno para algunos vencimientos en el período 1974-1984.
- En lo que se refiere a los futuros del trigo, éstos resultaron ser buenos predictores únicamente para el período 1986-1996, pero para los demás años tuvieron un desempeño predictivo pobre.
- De forma similar a los productos agrícolas, los futuros del ganado tuvieron un período sostenido de elevada capacidad predictiva. En el lapso 1982-1991 fueron moderadamente buenos y entre 1993-2003 aumentaron su poder predictivo.
- Los futuros de los cerdos han sido consistentemente buenos predictores, es decir entre 1970-2009, a pesar de la reestructuración que tuvo este mercado en 1997.

- La mayoría de futuros analizados en este trabajo han pasado por fases de quiebres estructurales en su desempeño de pronóstico. Consideramos a los años 1973, 1985, 1992 y 2004 como años potenciales para quiebres estructurales en la mayoría de los productos básicos.
- Todos los futuros analizados, excepto los de cerdos, tuvieron una disminución en su poder predictivo desde el 2005 hasta el final de la muestra, 2009.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera: La sección II revisa la literatura sobre el poder predictivo de los futuros. La sección III introduce el modelo matemático que se usa en este trabajo y que simultáneamente evalúa la eficiencia del mercado y el poder predictivo. La sección IV describe los datos utilizados para probar la teoría en forma empírica. Mientras que la sección V argumenta a favor de dar seguimiento a la evolución de la capacidad de pronóstico a través del tiempo. La sección VI está dedicada a la presentación de resultados, mientras que la sección VII es una discusión acerca de las limitaciones y restricciones del trabajo. Finalmente, la sección VIII presenta algunos los comentarios finales.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Es ampliamente reconocido que las dos interpretaciones principales sobre el comportamiento de los precios de los futuros de los productos básicos son tanto la teoría del almacenamiento (Kaldor, 1939-40; Hawtrey, 1939 y 1940; y, Working, 1949) como la teoría del descuento a plazo normal² (Keynes, 1930; y, Dusak, 1973). La primer teoría explica la diferencia que existe entre los precios spot actuales y los precios de los contratos futuros en términos del denominado *costo de mantenimiento*, el cual está compuesto por: los costos de almacenaje; el interés cedido por almacenar el producto y el rendimiento por conveniencia (*convenience yield*). Mientras tanto, la segunda teoría interpreta los precios de los futuros como producto de dos componentes, la prima esperada de

² Backwardation por su nombre en inglés.

riesgo y el pronóstico del precio spot venidero. Las dos teorías se han debatido por años en la literatura. Por ejemplo, la teoría del almacenamiento ha sido controversial en lo que respecta a la existencia del rendimiento por conveniencia, con investigación por parte de Wright y Williams (1989) y Khoury y Martel (1991) cuestionando su existencia. Mientras tanto, tal y como refiere Carter (1999), personas como Telser (1958) y Cootner (1960) encontraron resultados contradictorios respecto a la validez de la teoría del descuento a plazo normal, aún y cuando utilizaron los mismos datos. No hace falta decir que desde ese entonces los trabajos para validar la teoría del almacenamiento y la del descuento a plazo normal han encontrado evidencia muy diversa.

A pesar de estas controversias, la teoría del descuento a plazo normal ha sido la base para un amplio número de estudios teóricos y empíricos sobre mercados de futuros, probablemente debido a la distinción explícita que hace entre el componente de pronóstico y la prima de riesgo. Ciertamente, la mayoría de las pruebas para caracterizar mercados de futuros verifica ya sea el insesgamiento del componente de pronóstico, la existencia de la prima de riesgo o ambos, generalmente por medio de la hipótesis de mercado eficiente –EMH– (Cootner, 1960; Samuelson, 1965). En el contexto de la teoría de descuento a plazo normal, el vínculo³ entre la capacidad de pronóstico de los futuros y la EMH aparentemente fue delineado, por primera vez, por Tomek y Gray (1970). Algunas investigaciones que intentan validar la teoría de descuento a plazo normal en los mercados de futuros son: Dusak (1973), Carter *et al.* (1983) y Fama y French (1987).

1. Precios de futuros de productos básicos

La cantidad de literatura que examina el poder de pronóstico de los precios de futuros es muy abundante y los

³ En efecto, el vínculo ha estado presente a pesar de la diversidad de interpretaciones a las que han estado sometidas características tales como fluctuaciones aleatorias de precios, incorporación instantánea de la información y neutralidad al riesgo de los agentes (Fama, 1970; Taylor, 1985). Dos ejemplos de tales diferencias son: Beck (1994) y Chin, LeBlanc y Coibion (2005).

siguientes ejemplos solamente se incluyen para beneficio de la presente la discusión. En el caso específico de los productos básicos agrícolas y de origen animal, sus correspondientes futuros han sido estudiados por al menos treinta años, con el trabajo de Tomek y Gray (1970), Leuthold (1972) y Kofi (1973) como referencias clave. Fama y French (1987), Kenyon *et al.* (1993) y Beck (1994) han hecho trabajos más recientes, también sobre un diverso rango de productos básicos, ya sea agrícolas o de origen animal. Tal y como se explica más adelante, los hallazgos de los diferentes autores han sido muy variados y probablemente esto resulta de la utilización tanto de diferentes modelos econométricos, como de un rango también diverso de períodos de tiempo (Barnhart y Szakmary, 1991).

Dentro de los trabajos seminales sobre futuros de materias primas agrícolas, Tomek y Gray (1970) encontraron que para el período de 1952-1968, los precios de los futuros de maíz y soya durante el período de primavera fueron buenos predictores de los precios observados durante la siguiente cosecha. Kofi (1973) amplió el trabajo de Tomek al considerar un rango más amplio de productos: papas, café, trigo, maíz, soya y cacao, y al utilizar un período diferente, 1959-1969. Entre otras cosas, Kofi halló que cuanto más lejos de la fecha de vencimiento del contrato se estuviera, peor se desempeñaban los contratos de futuros como pronósticos de los precios spot.⁴ Finalmente, Leuthold (1972) analizó maíz y ganado y constató que los precios de los futuros son predictores eficientes de los precios spot hasta un horizonte aproximado de cuatro meses.

Más adelante, con datos de soya y maíz que llegaban al año 1991, Kenyon, Jones y McGwirk (1993) actualizaron el trabajo de Tomek y Gray. Ellos confirmaron el hallazgo de estos últimos sobre el buen poder predictivo que tuvieron los futuros entre 1952 y 1968, de hecho encontraron que el periodo se extendía hasta 1972; sin embargo, también hallaron que el poder de predicción se redujo entre 1974 y 1991. Dado este comportamiento, Kenyon, Jones y McGwirk eliminaron al

⁴ Interesantemente, French (1986) sostiene que los precios de los futuros deberían desempeñarse mejor para horizontes de tiempo más largos, siempre y cuando ciertas condiciones se cumplan.

año 1973 de su muestra ya que consideraron que en éste la estructura de los mercados de futuros había cambiado. Por ejemplo, encontraron que de 1952 a 1972 los precios de los futuros del maíz y soya representaron pronósticos *insesgados* de los precios spot; mientras que de 1974 a 1991 el poder de pronóstico de estos futuros había decaído al punto de volverse sesgado. Kenyon *et al.* concluyeron que este descenso se debió al reducido papel del gobierno en el mercado y a una mayor incertidumbre en la producción. Hasta donde sabemos, el trabajo de estos autores es el primero que considera la evolución del poder predictivo de los precios de futuros, a través de los años.

En el ámbito de los productos de origen animal, la investigación de Leuthold y Hartmann (1979) sobre el poder de pronóstico de los futuros de cerdo es uno de los primeros y también de los más citados. En dicho trabajo, los autores concluyeron, que en aquel momento el mercado de futuros de cerdos vivos no reflejaba toda la información disponible públicamente y que por lo tanto era ineficiente. Llegaron a tal conclusión luego de comparar el desempeño de pronóstico de un modelo de oferta y demanda contra los precios de los futuros. Martin y García (1981) también encontraron que los futuros de ganado vivo tenían un desempeño de pronóstico inadecuado.

2. Enfoque inicial

La variedad de resultados descritos en la sección I obedece a dos factores, primero, el modelo utilizado y los supuestos que giran alrededor de él y segundo, el período de tiempo considerado en el análisis. Trabajos seminales como Tomek y Gray (1970), Kofi (1973) y Stein (1981) evaluaron el desempeño de los pronósticos de los futuros en términos de la expresión:

$$(1) \quad S(t) = \alpha + \beta F(t, T) + \varepsilon(t, T),$$

con todas las variables especificadas en niveles. Las series $S(t)$ y $F(t, T)$ son respectivamente el precio spot y el precio de los futuros, ambos observados en el tiempo t y donde se asume que el bien materia del contrato se entrega T meses en el futuro. La

regresión de la ecuación (1) fue realizada para probar la hipótesis nula $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$, para determinar si existían sesgos en el mercado (es decir, pronósticos imperfectos) y también para evaluar el poder de pronóstico por medio del coeficiente R^2 .

Estudios más modernos aplican ya sea una expresión que vincula precios spot y precios de los futuros en términos de primeras diferencias o de un modelo de corrección de errores (ver por ejemplo, Fama y French, 1987; o Beck, 1994), porque cualquier no estacionariedad presente en las series podría producir resultados espurios. A este respecto, es importante mencionar que Tomek y Gray (1970) junto con Kofi (1973) no tenían conocimiento de este problema y por lo tanto llegaron a conclusiones que podrían ser no necesariamente correctas. De hecho, existe suficiente literatura que explica que los precios de futuros de productos básicos tienen raíces unitarias y por lo tanto, sus regresiones en niveles son propensas a resultados espurios; es decir, las estimaciones de la covarianza estarían segadas y las estimaciones del R^2 serían inconsistentes (McGuirk y Driscoll, 1995). Ardeni (1989), por ejemplo, muestra que las series de precios de futuros de productos básicos no son estacionarias cuando están en niveles, pero son estacionarias después de tomar diferencias.

Beck (1994) describe tres estrategias para estudiar series de tiempo no estacionarias asociadas a precios de futuros. La primera estrategia consiste en tomar primeras diferencias y así, estimar los errores de pronóstico. La segunda se basa en la estimación de un modelo de corrección de errores para tomar en cuenta cualquier posible relación de cointegración que exista entre los precios spot y los precios de los futuros. La tercera y última trata sobre aplicar un análisis de regresión, pero esta vez a los cambios de los precios spot con respecto a los de los futuros encapsulados en la *base*. Beck concluyó que el primer enfoque no era fiable, mientras que los otros dos le produjeron resultados similares para una amplia gama de productos básicos.⁵ La tercera metodología, aplicada por Fama y French (1987) y Zulauf, Irwin y Sberna (1999), la utilizamos durante el resto del artículo. Debe

⁵ Aplicó un modelo de corrección de errores para probar la eficiencia del mercado sin necesidad de contar con insesgamiento predictivo.

mencionarse que el enfoque de corrección de errores no se utiliza dado el tamaño de la muestra disponible.

III. UN ENFOQUE CORREGIDO

Como se mencionó anteriormente, la investigación sobre mercados de futuros ha producido resultados muy variados a causa de la multiplicidad de especificaciones econométricas que se han utilizado. Por este motivo, la siguiente discusión pretende encontrar una especificación más consistente de los términos *eficiencia del mercado*, *insesgamiento* y *poder predictivo* y para ello se usa al método de descomposición de varianza propuesto por Fama (1984). El modelo de Fama relaciona tres variables: la prima de riesgo, el cambio del precio spot y la denominada *base*, en una relación lineal. El modelo es útil tanto para evaluar el poder de pronóstico de los futuros como para validar la EMH. Vale la pena señalar que el modelo de Fama es diferente de los aplicados en trabajos anteriores (por ejemplo, Tomek y Gray, 1970 y Leuthold, 1972) ya que considera la no estacionariedad de los datos. Por este motivo, en la literatura se considera que es un enfoque corregido de los anteriores.

1. Un modelo de variación conjunta de los cambios del precio de los futuros y de los cambios de precio spot

Fama (1984) y Fama y French (1987) definieron la relación entre el precio de los futuros y el precio spot actual de un producto básico como la suma de una prima esperada y un cambio esperado en el precio spot, es decir:

$$F(t,T) - S(t) = E_t \{P(t,T)\} + E_t \{S(T) - S(t)\},$$

donde, t es el momento en el tiempo en el que se observa el precio spot S y el precio de futuros F de una determinada materia prima y T es, el plazo de vencimiento del contrato futuro; entonces denominamos con $S(t)$ y $S(T)$ al precio spot observado en t mientras que denotamos con $F(t,T)$ al precio del futuro observado en el tiempo t y con vencimiento en T . Dadas estas variables, la *prima* se define como el sesgo entre el

precio de un futuro y el precio spot que se observa efectivamente en el futuro, es decir, $P(t, T) = F(t, T) - S(T)$. Mientras que la *base* se define como la diferencia entre las series $F(t, T) - S(t)$, y el *cambio* como la diferencia $S(T) - S(t)$. Se asume que para un período de vencimiento T determinado, existen observaciones $t = [1, N]$ para cada una de las tres series. La *base* se puede interpretar como el costo presente en el que se incurre por almacenar un producto básico que va a ser vendido en un momento posterior; mientras que la prima mide el costo en el que se incurre por tomar ciertas posiciones en el mercado.

Supóngase que el valor esperado de la prima y del spot (en escala logarítmica) siguen una caminata aleatoria con deriva y que las expectativas de los agentes son racionales, entonces en teoría es posible modelar relaciones lineales para la prima esperada del tiempo $T-t$ y el cambio esperado en el precio spot, todo en términos de la *base*. Con base en estos supuestos, el modelo de variación conjunta es:

$$(2) \quad F(t, T) - S(t) = \alpha_1 + \beta_1 [F(t, T) - S(t)] + u(t, T)$$

$$(3) \quad S(T) - S(t) = \alpha_2 + \beta_2 [F(t, T) - S(t)] + e(t, T),$$

el cual ha sido utilizado por varios autores, en particular Fama (1984), Fama y French (1987) y Serletis (2007).

En lo que respecta a estas dos ecuaciones, evidencia estadística de que β_1 es positiva indica que las primas esperadas varían con el tiempo y, que por ende, la *base* no es útil para hacer predicciones. Mientras que por el contrario, evidencia estadística de que β_2 es positiva, señala que la *base* está capturando cambios en los precios spot, que es algo indicativo de un buen desempeño de los futuros como pronósticos. Como las expresiones (2) y (3) dependen de la *base*, es sencillo deducir que aplican las restricciones $\alpha_1 + \alpha_2 = 0$ y $\beta_1 + \beta_2 = 1$ (Serletis, 2007). A pesar de que en una situación ideal uno podría esperar que $\beta_1 = 0$ y $\beta_2 = 1$, en realidad, es más probable que los resultados indiquen la presencia parcial de prima y cambio.

La literatura señala una gran diversidad de criterios para probar eficiencia en el mercado, así como el insesgamiento y el poder predictivo de los futuros. Por ejemplo Fama y French (1987), junto con Serletis (2007), utilizan la hipótesis $H_0: \beta_2 = 1$ para este propósito. Mientras que Martin y García

(1981); Kenyon, Jones y McGwirk (1993) y Zulauf, Irwin y Sberna (1999) prefieren hacer uso de la prueba conjunta⁶ $\alpha_2=0$, $\beta_2=1$. En contraste, Chinn, LeBlanc y Coibion (2005) prueban $H_0: \beta_2 = 1$ para determinar eficiencia del mercado y usan $\alpha_2 > 0$ para identificar cualquier deriva en los cambios de precio. Tal y como Barnhart y Szakmary mencionan, realizar la prueba conjunta $\alpha_2 = 0$, $\beta_2 = 1$ implica probar de forma simultánea el caso complementario $\alpha_1 = 1$, $\beta_1 = 0$, y por lo tanto, sólo se necesita hacer una prueba. Algunos autores descartan los interceptos α bajo el supuesto de que el no rechazo de la hipótesis $H_0: \beta_2 = 1$ equivale al no rechazo de la hipótesis de mercados eficientes. Algunos otros, como Martin y Garcia (1981) le ponen especial atención a α_2 porque, de acuerdo con ellos, “los precios de futuros no deben ni sobreestimar ni subestimar de forma sistemática el nivel de los precios spot”.

2. Eficiencia del mercado, poder predictivo e insesgamiento

En este artículo se utilizará el término *eficiencia del mercado* para referirse a la situación en la cual β_2 es estadísticamente igual a uno; mientras que el *insesgamiento* de las predicciones será dado por la condición $\alpha_2 = 0$; de forma similar al enfoque de Beck (1994) y con el objeto de cuantificar al *poder predictivo*, se utilizará al coeficiente R^2 .

Aunque la aplicación de la prueba conjunta $H_0: \alpha_2 = 0$, $\beta_2 = 1$ podría ser la estrategia más adecuada, ciertamente opaca cualquier conclusión debido a que el rechazo de esta prueba puede deberse ya sea al parámetro α_2 o al parámetro β_2 . En consecuencia, nosotros preferimos probar por separado $H_0: \alpha_2 = 0$ y $H_0: \beta_2 = 1$, sin olvidar que el acoplamiento de las ecuaciones (2) y (3) implica que las pruebas complementarias $H_0: \alpha_1 = 1$ y $H_0: \beta_1 = 0$ se realizan de forma implícita. Nuestra posición con respecto a las α es similar a la de Serletis (2007) y consiste en depender únicamente de β_1 and β_2 para probar la eficiencia e insesgamiento del mercado.

Si bien es relevante determinar el sesgo que tienen los precios de los futuros como pronósticos de los precios spot, también es importante definir su grado de poder explicativo.

⁶ Mejor conocida como la prueba Wald para restricción de coeficiente.

French (1986), Kenyon, Jones y McGwirk (1993), Zulauf, Irwin y Sberna (1999) y Chinn, LeBlanc y Coibion (2005) utilizan el coeficiente de determinación (R^2) para evaluar el poder explicativo de los precios de los futuros. Sin embargo, no todos estos autores utilizan al coeficiente de la misma manera. Por ejemplo Zulauf *et al.* y Chinn *et al.* son los únicos en probar la hipótesis $H_0: R^2 = 0$ para determinar si su valor es estadísticamente diferente de cero. En este trabajo utilizamos el coeficiente de determinación asociado con la ecuación (3) y que posteriormente será denominado como R^2 .⁷

CUADRO 1. RESUMEN DE ENFOQUES USADOS EN LA LITERATURA PARA DETERMINAR SI EXISTE PODER PREDICTIVO Y PARA EVALUAR EL PODER EXPLICATIVO DE LOS PRECIOS DE FUTUROS

<i>Modelo</i>	<i>Eficiencia de mercado</i>	<i>Autores</i>
Ecuación (3)	$H_0: \beta_2 = 0$	Fama y French (1987); Serletis (2007) Martin y Garcia (1981); Kenyon, Jones y McGwirk (1993); Zulauf, Irwin y Sberna (1999)
	$H_0: \alpha_2 = 0, \beta_2 = 1$	Chinn, LeBlanc y Coibion (2005)
	$H_0: \alpha_2 = 1 \text{ and } \beta_2 > 0$	
	<i>Poder explicativo</i>	<i>Autores</i>
	R^2	French (1986); Kenyon, Jones y McGwirk (1993); Zulauf, Irwin y Sberna (1999); Chinn, LeBlanc y Coibion (2005)
	$H_0: R^2 = 0$	Zulauf, Irwin y Sberna (1999)

NOTAS: Los parámetros α_1 , α_2 y β_1 , β_2 son los de las ecuaciones (2) y (3). R^2 es el coeficiente de determinación asociado con la ecuación (3).

El cuadro 1 presenta un resumen de los diferentes enfoques tomados de la literatura para determinar eficiencia del mercado y medir el poder explicativo de los precios de futuros.

IV. DATOS

En este trabajo utilizamos como series de tiempo a las cotizaciones diarias de los contratos de futuros negociados en la Chicago Board of Trade (CBOT) y la Chicago Mercantile Exchange (CME).⁸ Las series de tiempo se utilizaron para

⁷ Aunque el coeficiente de determinación asociado con la ecuación (2) sí se calculó no se informa en este documento.

⁸ La mayoría de los datos (hasta el 2002) se obtuvieron del sitio web de

construir observaciones mensuales de la *base*, el cambio y la prima para diferentes horizontes de pronóstico. Se usa la aproximación del precio spot definida por Fama y French (1987). La *base* es un concepto ampliamente utilizado en la literatura de futuros y se define como la diferencia entre el precio spot de una materia prima y el precio del contrato futuro que está más próximo a su vencimiento. Dado que los contratos de futuros tienen una vida limitada, la alternativa más viable para construir una serie de tiempo histórica de esta serie consiste en moverse al contrato más cercano disponible una vez que el actual ha caducado. Esta técnica, denominada en inglés como *roll-over*, permite el cálculo de la *base* para períodos largos de tiempo, a pesar de que presenta algunos inconvenientes como la introducción de discontinuidades.

En vez de depender de la técnica de *roll-over*, el enfoque empleado en este estudio consiste en utilizar al precio del futuro en el mes de entrega como sustituto del precio spot, justo como lo hicieron Fama y French (1987). Esta aproximación tiene sentido porque a pesar de que los futuros tienen un ciclo de vida limitado, estos no tienen una fecha de vencimiento explícita; más bien definen una ventana de tiempo que usualmente es entre tres y cuatro semanas antes de la entrega del bien. En consecuencia, cualquier discontinuidad que se introduzca en la *base* se hará al menos de forma sistemática. Adicionalmente, en una aplicación de la vida real es difícil encontrar cotizaciones de precios de futuros y de precios spot que coincidan perfectamente para el mismo tipo de producto básico y que además sean *muestreados* con la misma periodicidad. Por ende, la aproximación de Fama y French nos permitió superar estas limitaciones. Parafraseando a Fama y French (1987), en este trabajo se considera que “el precio spot registrado para el trigo el 1 de marzo de 1990 es el precio del contrato futuro que vence en marzo de 1990”. Mientras que para los precios de futuros se utiliza, la cotización del 1 de marzo de 1990, correspondiente al contrato que vence en mayo de 1990, como la aproximación de dos meses;

Turtle Traders: <http://www.turtletrader.com/hpd.html>. El resto se tomó de Bloomberg, para el período 2003-2009 y ocasionalmente del anuario de datos del Commodity Research Bureau del 2008 para llenar brechas ocasionales en los años anteriores a 1970.

CUADRO 2. DISTRIBUCIÓN DE LOS DATOS DE FUTUROS DE PRODUCTOS BÁSICOS EMPLEADOS EN EL ESTUDIO, 1966-2009

<i>Producto</i>	<i>Bolsa</i>	<i>Fecha de inicio</i>	<i>Fecha final</i>	<i>Ene</i>	<i>Feb</i>	<i>Mar</i>	<i>Abr</i>	<i>May</i>	<i>Jun</i>	<i>Jul</i>	<i>Ago</i>	<i>Sep</i>	<i>Oct</i>	<i>Nov</i>	<i>Dic</i>
Maíz	CBOT	Mar., 1966	Sep., 2009			H		K		N		U			Z
Trigo	CBOT	Mar., 1966	Sep., 2009.			H		K		N		U			Z
Soya	CBOT	Mar., 1966	Sep., 2009.	F		H		K		N	Q	U		X	
Cerdos	CME	Feb., 1979	Sep., 2009		G		J	K	M	N	Q		V		Z
Canado de engorde	CME	Mar., 1982	Sep., 2009	F		H	J	K			Q	U	V	X	

FUENTE: Elaboración propia con base en Fama y French (1987).

NOTAS: Las letras F, H, K, etc. son las claves de contrato utilizadas por la CBOT y la CME para referirse a los diferentes contratos según su mes de entrega. El contrato de cerdos K se introdujo en el 2002.

asimismo se utiliza como cotización de tres meses al precio del 1 de febrero de 1990, y así sucesivamente.⁹

El cuadro 2 resume los datos empleados en este artículo. Cada fila indica el período que abarcan los datos por cada producto y los meses estándar en los cuales vence el contrato. Los contratos generalmente empiezan a correr entre ocho y doce meses antes del período de entrega, donde dicho período es de tres a cuatro semanas antes del mes de vencimiento (Fama y French, 1987). Los precios de los cerdos se componen de futuros de cerdos vivos y magros, porque en 1997 el CME reorganizó este mercado reemplazando los futuros de animales vivos por los de magros (sección VI).

V. DESEMPEÑO DE LOS PRONÓSTICOS EN EL TIEMPO

Tomek y Gray (1970) y posteriormente Kofi (1973) emplearon datos de 1971 o previos en sus análisis para concluir que los precios de los futuros de primavera constituían pronósticos razonables de los precios de cosecha del maíz y soya. Con base en la teoría del almacenamiento, Tomek y Gray argumentaron que los inventarios de productos básicos proporcionaban un vínculo entre los precios de primavera de los futuros posteriores a la cosecha y los precios spot observados después de la cosecha. Sin embargo, en una investigación posterior, Kenyon, Jones y McGwirk (1993) señalaron que los mercados de granos habían cambiado dramáticamente con los años y que, en consecuencia las conclusiones de Tomek requerían una revisión. Al hacerlo así, en 1993 Kenyon *et al.* observaron que por ejemplo los volúmenes de operaciones de futuros en los EUA habían aumentado, los tipos de cambio estaban determinados por el mercado y los programas

⁹ Kenyon, Jones y McGwirk (1993) informan que las estimaciones del modelo de variación conjunta (sección 7) en su mayoría son invariantes a la especificación de la fecha para aproximar al precio spot. Por ejemplo, en lo que respecta a granos, Tomek y Gray (1970) utilizaron el precio de liquidación al último día del mes de negociación como sustituto del precio spot, mientras que Kenyon *et al.* utilizaron al día 15 de cada mes. Por otra parte, Martin y Garcia (1981) hicieron la aproximación por medio de los precios de la tercera semana previa al cierre de la transacción.

gubernamentales se habían orientado al mercado (por ejemplo, el pago por préstamos deficientes);¹⁰ lo que justificaba el cambio del desempeño predictivo observado en los precios de los futuros. Dado que para 2009 los precios nominales de las materias primas agrícolas se habían triplicado con respecto a aquellos de 1996 mientras que los de origen animal casi se habían duplicado desde 1982, habría una cantidad razonable de evidencia para considerar que la capacidad de pronóstico de los futuros tuvo un cambio en años más recientes.

El método más común para evaluar los cambios que han tenido los futuros en su capacidad de pronóstico ha consistido, típicamente, en estimar la ecuación (3) para la muestra disponible al momento de elaborar la investigación y luego comparar los resultados con los de investigaciones previas. Por ejemplo Kenyon *et al.* utilizan datos de granos de 1952-1991 para actualizar los resultados de Tomek y Gray, los que fueron obtenidos con datos para el período de 1952-1968. De forma similar, Olimov (2002) utilizó datos del tipo de cambio de 1975 a 1989 para actualizar el trabajo realizado por Fama (1984) con datos de 1973 a 1982. En otras palabras, las fechas de corte se establecieron arbitrariamente de acuerdo a la fecha en la que se llevó a cabo la investigación.¹¹

Un esbozo de la varianza recursiva del error de pronóstico (dentro de la muestra) de los futuros de maíz de diciembre y de soya de noviembre que vencieron en abril permitió a Kenyon *et al.* detectar un cambio considerable en la capacidad de pronóstico en 1973. Esta observación les hizo dividir su muestra (1952-1991) en dos submuestras, antes y después de 1973 con el objeto de tener una evaluación más realista. Como un reajuste, ellos calcularon más tarde el estadístico R^2 a través de ventanas para evaluar más cuidadosamente el cambio del poder predictivo de los futuros. En este trabajo aplicamos un enfoque similar para detectar cambios en la capacidad de pronóstico, el cual se detalla a lo largo de este trabajo.

Como paso preliminar para evaluar y localizar cambios del poder predictivo de los futuros, empezamos con la obtención

¹⁰ Introducido por la Federal Agricultural Improvement and Reform Act (ley federal de reforma y mejoramiento agrícola) de 1996.

¹¹ En la mayoría de los casos se consideró un horizonte de pronóstico simple, por ejemplo, $T = 6$ meses.

de estimaciones recursivas de la varianza del error de pronóstico, del estadístico R^2 y del estadístico F (Chow, 1960); todo para el modelo de regresión especificado en la ecuación (3). Las materias primas analizadas son las mostradas en el cuadro 2 para horizontes de pronóstico de $T = [2, 12]$ meses para maíz, soya y trigo y de $T = [2, 6]$ meses para cerdo y ganado de engorde. Algunos de los resultados se muestran en la gráfica I; las barras verticales indican posibles períodos de quiebre estructural.

Varias de las curvas de la gráfica coinciden en mostrar un cambio de desempeño alrededor de 1973 y posiblemente en el 2004 (se observan mínimos, máximos o inflexiones locales); sin embargo, es evidente que se producen fechas diferentes de cambio prospectivo cuando se aplica ya sea la varianza residual, el coeficiente R^2 o el estadístico F . Por lo tanto es importante definir cuál de estos tres criterios es mejor para dar seguimiento a los cambios en la capacidad de pronósticos, a pesar de que no haya una metodología única o estándar en la literatura para hacerlo.

Gráficas de la varianza recursiva son útiles para determinar si el error de pronóstico cambió considerablemente con el tiempo, ya que muestran si el supuesto de homocedasticidad de los mínimos cuadrados ordinarios se mantiene para toda la muestra; mientras que gráficas de R^2 son útiles para determinar cambios en el grado de variación de la variable dependiente en términos de la independiente. A pesar de ser útiles, estos dos estadísticos no están diseñados para determinar si ha ocurrido un cambio *significativo* en la relación entre dos o más variables a lo largo de la muestra. Considerando que el *estadístico F* de Chow (1960) se basa en realizar un ANOVA de los residuos de dos modelos lineales, con el objeto de determinar si pertenecen al mismo grupo (con la intención de probar estabilidad), nosotros lo vemos como la alternativa más adecuada para detectar cambios en el poder predictivo de los futuros.

Entonces, para todos los horizontes considerados, el análisis procederá como sigue. Primero, las fechas prospectivas de quiebre estructural en eficiencia del mercado (es decir, capacidad predictiva) serán detectadas por medio de la regresión recursiva de la ecuación (3). Posteriormente los datos serán

divididos en submuestras (con los años prospectivos de quiebre eliminados) y luego se realizarán pruebas de eficiencia del mercado en cada una de las submuestras junto con una evaluación del poder explicativo. El desempeño fuera de muestra se medirá en un trabajo futuro. Nuestro enfoque es similar al de Kenyon, Jones y McGwirk (1993) pero en contraste con ellos, está respaldado por el trabajo de Bai y Perron (1998) sobre métodos de detección de quiebre estructural.

VI. DETECCIÓN DE QUIEBRES ESTRUCTURALES

Tal y como se mencionó previamente, la evidencia parece mostrar una evolución del poder predictivo de los futuros con el tiempo y, dadas las ecuaciones (2) y (3), un método atractivo para localizar dichos quiebres es la prueba de Chow (1960), la cual está diseñada específicamente para este fin. Esta sección repasa brevemente la literatura existente sobre métodos de detección de quiebre estructural, con el objeto de definir la mejor estrategia para determinar la existencia (si los hay) de quiebres en la relación entre la base, el cambio y la prima en el modelo de la sección III.

1. La estadística recursiva de Chow

Existe una gran cantidad de literatura estadística y econométrica que aborda temas relacionados con la detección de quiebres estructurales. La mayoría de las pruebas clásicas buscan cambios en los parámetros de un modelo de regresión lineal asumiendo que existe un solo cambio como hipótesis nula o que el período de ocurrencia y el tipo de cambio son conocidos (Zeileis *et al.*, 2003). Sin embargo, investigaciones más recientes como la de Bai y Perron (1998), Sullivan (2002), y Bai y Perron (2003) buscan detectar uno o más cambios sin conocer las fechas *a priori*. Esta sección se refiere a la aplicación del estadístico F (Hansen, 1992; Andrews, 1993; Andrews y Ploberger, 1994) para probar y fechar múltiples quiebres estructurales en el modelo especificado por las ecuaciones (2) y (3).

Considérese el modelo de la ecuación (3) aquí reescrita como:

$$(4) \quad C(t_i, T) = \alpha_2 + \beta_2 B(t_i, T) + e(t_i, T) \quad \forall i \in [1, N],$$

donde, respectivamente, la *base* y el cambio se denotaron como $B(t, T) = F(t, T) - S(t)$ y $C(t, T) = S(T) - S(t)$. En la prueba estándar y mejor conocida como de Chow (1960), la idea es probar la hipótesis de que los coeficientes de regresión permanezcan constantes, esto es,

$$(5) \quad H_0 : \beta_i = \beta_2,$$

donde i es un punto de quiebre en el intervalo $[1, N]$. Si se conoce la ubicación del punto, Chow sugiere ajustar dos regresiones separadas, una para cada una de las submuestras obtenidas mediante la partición de los datos en la ubicación i ; además aconseja rechazar cuando el estadístico:

$$(6) \quad F_i = \frac{\hat{u}^T \hat{u} - \hat{e}^T \hat{e}}{\hat{e}^T \hat{e} / (n - 2k)},$$

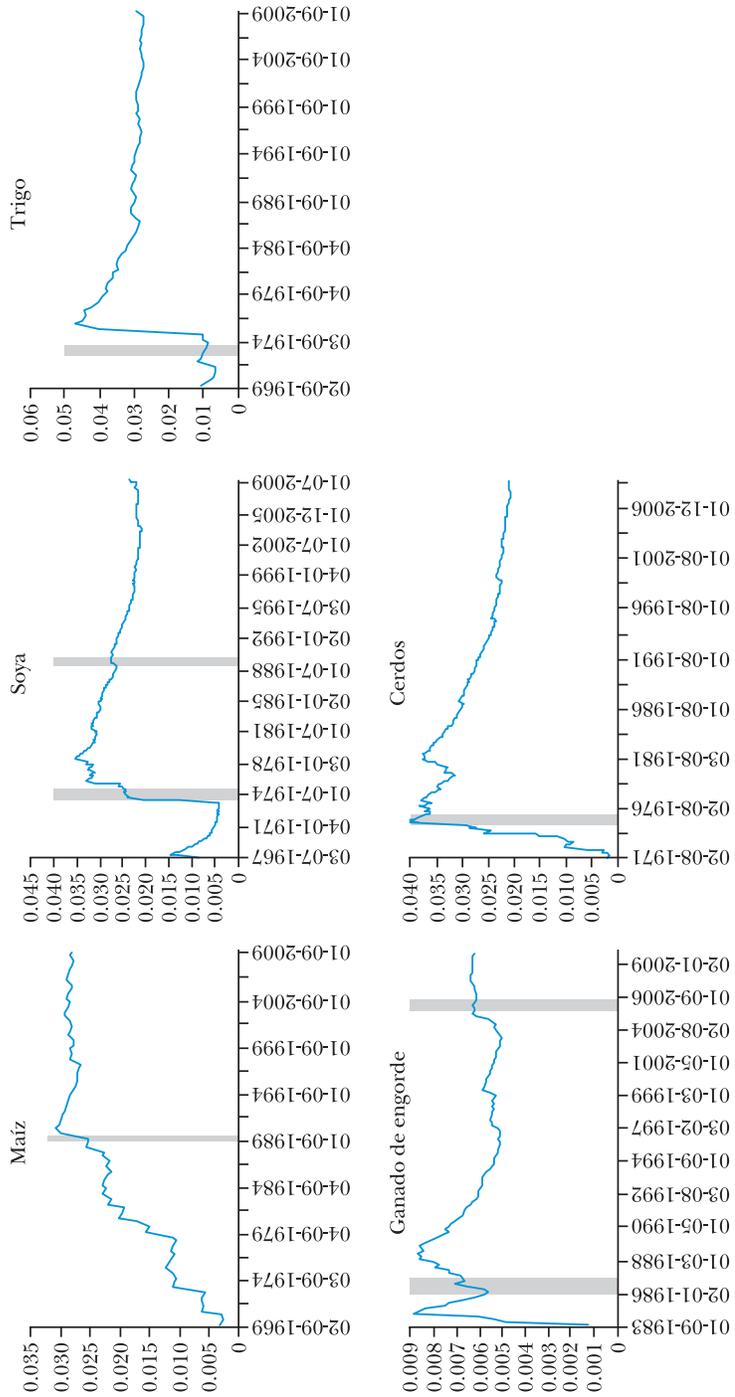
es mayor que algún valor crítico. El vector \hat{u} se llena con los residuos del modelo estimado con la muestra completa, mientras que $\hat{e} = (\hat{u}_A, \hat{u}_B)^T$ se forma por los residuos de los dos modelos generados a partir de la división. Como puede apreciarse, esto es de hecho una prueba ANOVA.

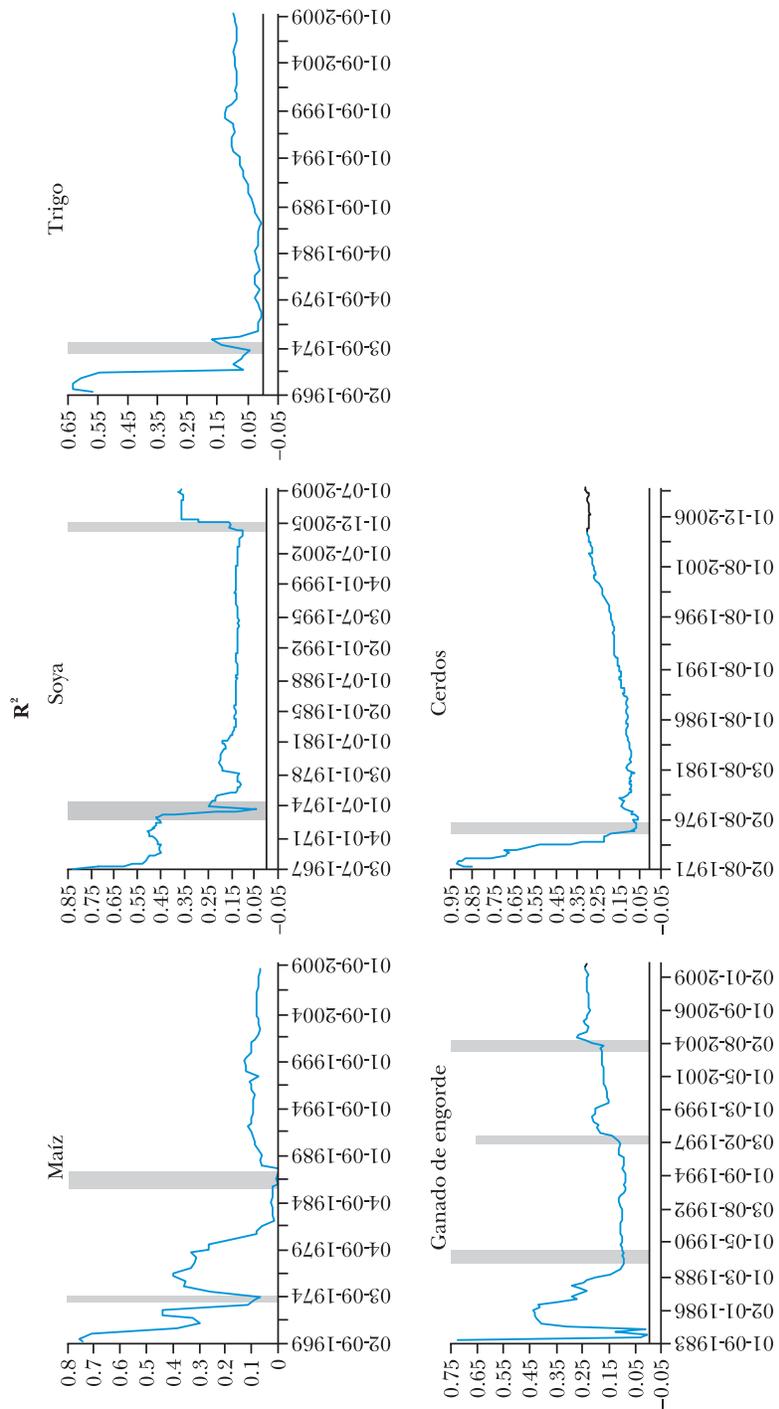
Una desventaja importante de la prueba de Chow es que, en la práctica, los puntos de quiebre rara vez se producen de forma exógena por lo cual su fecha de ocurrencia es desconocida; por lo tanto su fechado tiene que estimarse empíricamente (Zeileis *et al.*, 2003). De esta manera, una generalización para ubicar un cambio único pero desconocido es calcular la estadística F_i de forma recursiva para tantas observaciones como sea posible dentro de los datos. Es decir, calcular F_i para $i = [n_h, N - n_h]$ (donde n_h es un parámetro de recorte) y rechazar H_0 cuando uno de los F_i es mayor que algún tipo de funcional, como el promedio o el supremo del estadístico F_i ; esto es $\text{prome}(F_i)$ y $\text{sup}(F_i)$ respectivamente.¹²

Por ejemplo, en la gráfica II se estimó la estadística de Chow para cada $i = [6, N - 6]$ mediante la regresión recursiva de la ecuación (3), con $n_h = 6$ datos; los vencimientos representados

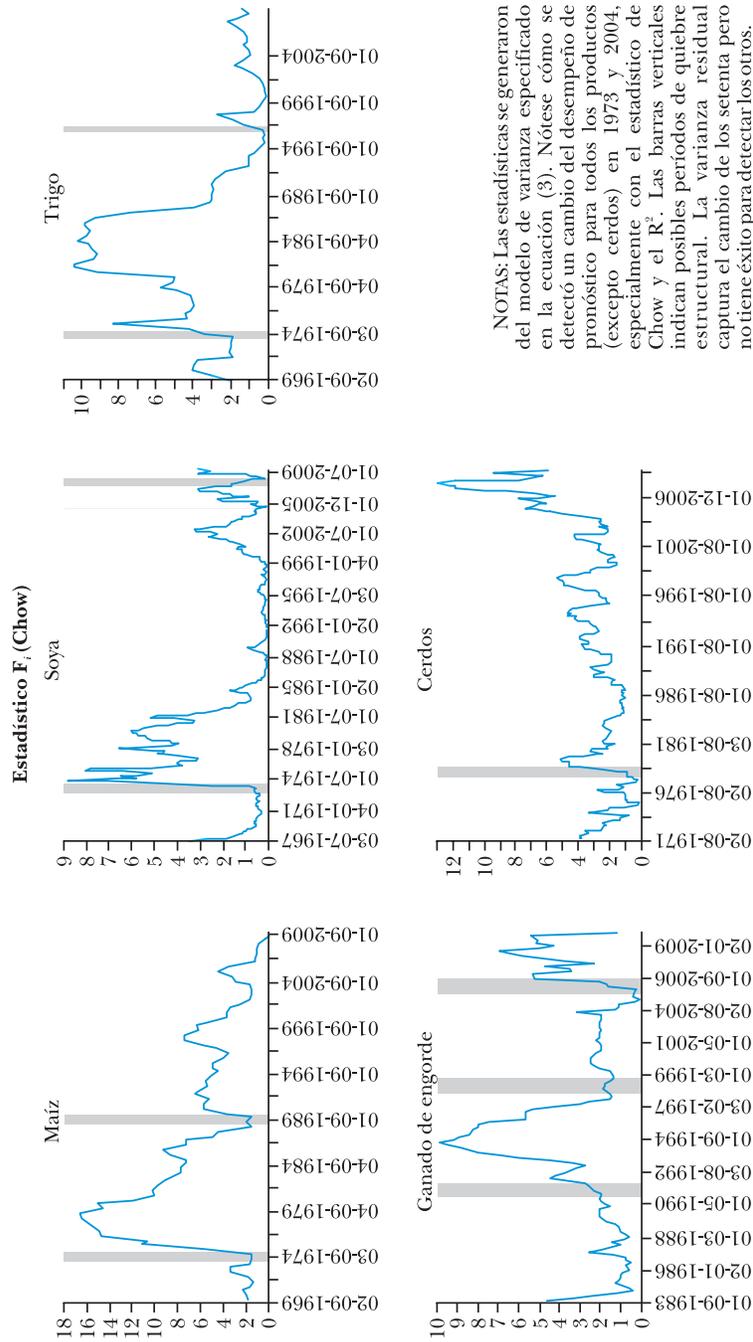
¹² El promedio y el supremo son métodos para agregar la F_i estadística de Chow de manera que se le puedan hacer pruebas de significancia (Andrews, 1993; Andrews y Ploberger, 1994).

GRÁFICA I. VERSIONES RECURRENTE DE VARIANZA DE RESIDUOS, EL COEFICIENTE R² Y EL ESTADÍSTICO F_t DE CHOW PARA UN HORIZONTE DE T=4 MESES





GRÁFICA I (cont'd)



NOTAS: Las estadísticas se generaron del modelo de varianza especificado en la ecuación (3). Nótese cómo se detectó un cambio del desempeño de pronóstico para todos los productos (excepto cerdos) en 1973 y 2004, especialmente con el estadístico de Chow y el R^2 . Las barras verticales indican posibles periodos de quiebre estructural. La varianza residual captura el cambio de los setenta pero no tiene éxito para detectar los otros.

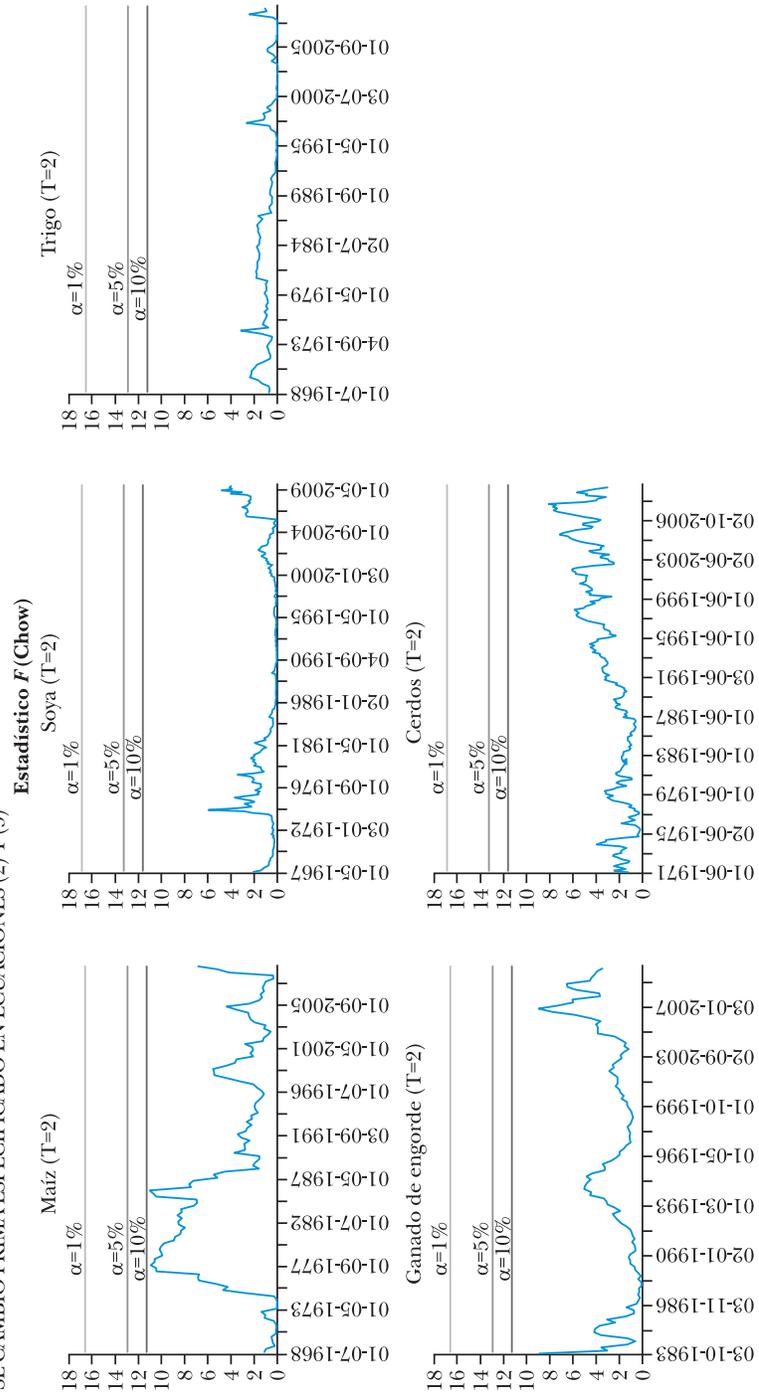
son $T = 2, 6$ y 12 meses para futuros de granos y $T = 2, 4$ y 6 para futuros de origen animal. Bai y Perron (1998) recomiendan fijar el parámetro de recorte n_i en 15% o 20% del número total de observaciones; sin embargo, en este ejemplo apelamos a la observación hecha por Toyoda (1974) de que F_i se comporta bien siempre y cuando una de las dos submuestras sea relativamente grande. Siempre será necesario proceder de esta forma cuando el período de interés esté en un extremo de la muestra y este es ciertamente el caso –porque el interés principal se basa en el período del 2004 hacia adelante.

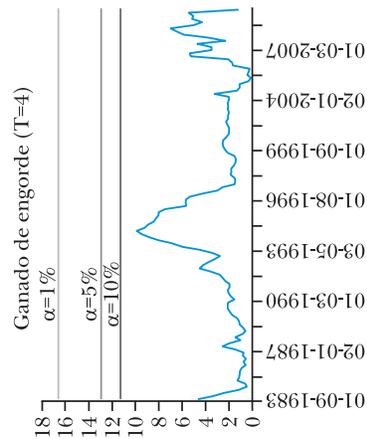
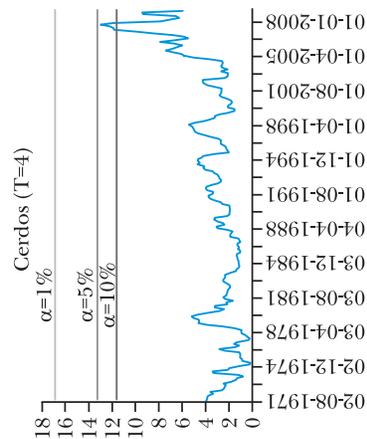
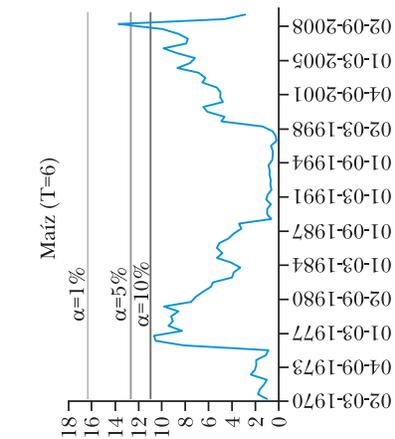
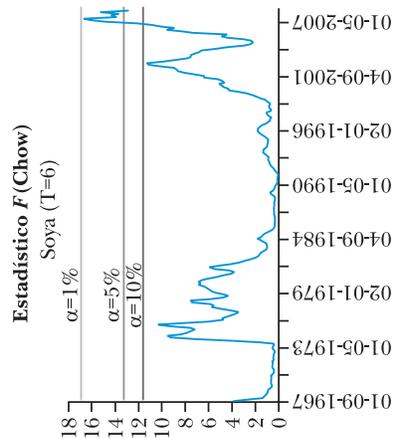
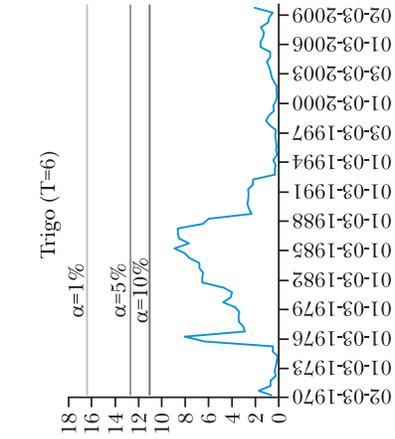
2. Prueba y fechado de quiebres estructurales múltiples

La gráfica II muestra que la hipótesis nula se rechaza más de una vez para algunos productos básicos. En efecto, es bastante razonable asumir que ocurrió más de una quiebre estructural en los futuros examinados, dado que los datos abarcan periodos de tiempo excepcionalmente largos (cuadro 1). Adicionalmente, varios factores pudieron haber afectado las estructuras de mercado durante las últimas décadas, por ejemplo, mayores volúmenes de negociación, la globalización, entre otros. Por lo tanto, dos cuestiones relevantes que deben resolverse son *cuántos* quiebres estructurales han ocurrido y *cuándo* tuvieron lugar. A nuestro mejor entender, ningún trabajo previo hizo este tipo de consideraciones en cuanto al desempeño predictivo de precios de futuros. El Apéndice A detalla la estrategia utilizada para detectar los años de quiebre y los resultados están resumidos en el cuadro 3.

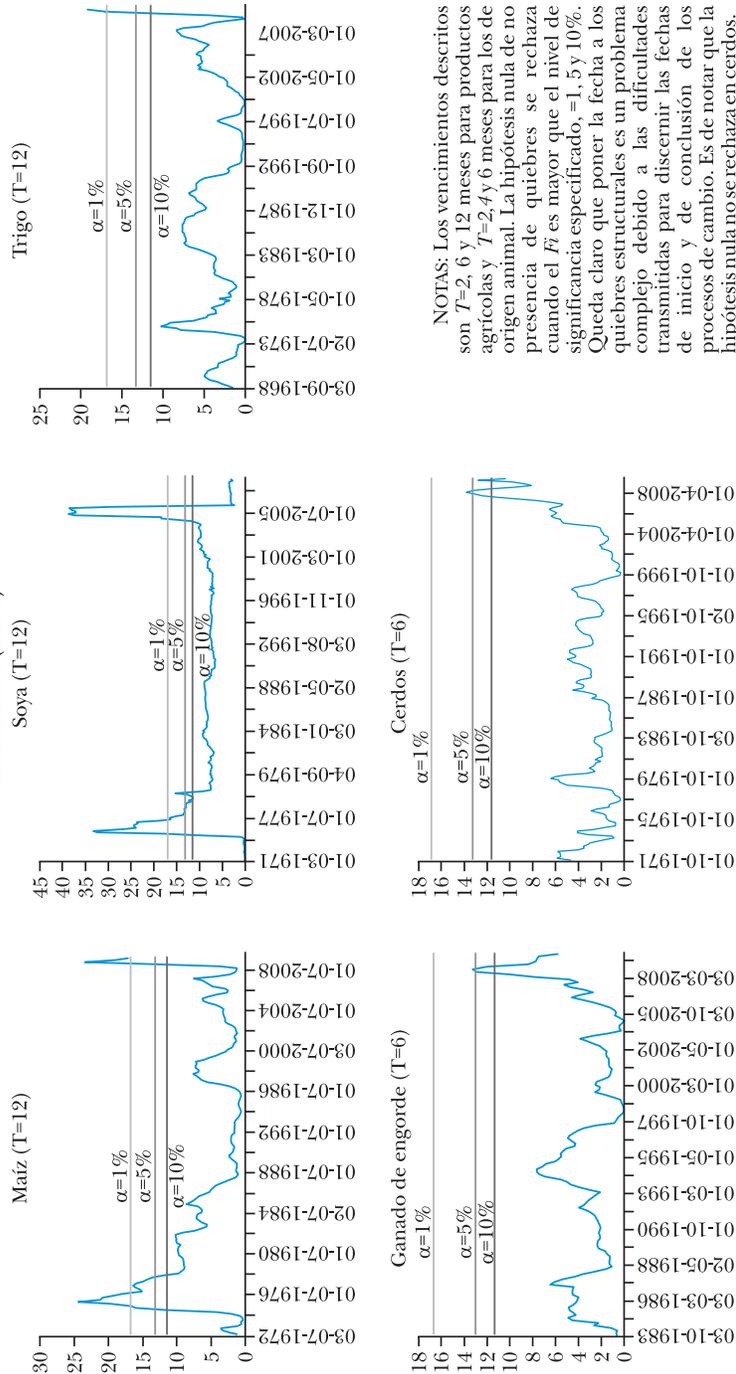
En el cuadro es interesante ver que los productos básicos agrícolas han estado en esencia sujetos a los mismos quiebres; todos ellos comparten el año 1973 como año de quiebre, que es el año asociado con el episodio de escasez de alimentos. Adicionalmente, el maíz y el trigo tuvieron en 1985 un año de quiebre estructural mientras que el maíz y la soya, lo tuvieron en el 2004. Notablemente, 1997 es un punto de quiebre para trigo, asociado tal vez con la introducción del programa de pago de deficiencia de préstamo (sección V). Los futuros de productos básicos de origen animal no han sido tan susceptibles a cambios y del análisis sólo resultaron 1992 y 2004 ambos para el ganado de engorde. El primer cambio aparentemente estuvo relacionado con el episodio de la enfermedad

GRÁFICA II. LAS ESTIMACIONES RECURRENTE DEL ESTADÍSTICO (F) DE CHOW OBTENIDO DEL MODELO DE VARIACIÓN CONJUNTA DE BASE-CAMBIO-PRIMA ESPECIFICADO EN ECUACIONES (2) Y (3)





GRÁFICA II (cont'd)



NOTAS: Los vencimientos descritos son $T=2, 6$ y 12 meses para productos agrícolas y $T=2, 4$ y 6 meses para los de origen animal. La hipótesis nula de no presencia de quiebres se rechaza cuando el F_t es mayor que el nivel de significancia especificado, =1, 5 y 10%. Queda claro que poner la fecha a los quiebres estructurales es un problema complejo debido a las dificultades transmitidas para discernir las fechas de inicio y de conclusión de los procesos de cambio. Es de notar que la hipótesis nula no se rechaza en cerdos.

de las vacas locas y el segundo, al período reciente de altos precios de materias primas. También es importante notar que los futuros de cerdo no produjeron quiebres estadísticamente significativos, a pesar de la reestructuración de 1997 en la cual los animales vivos fueron reemplazados –no obstante este año aparece como un máximo local en la gráfica II.

CUADRO 3. RESUMEN DE AÑOS CANDIDATOS DE ESTRUCTURAL

<i>Producto básico</i>	<i>Submuestras propuestas</i>	<i>Años candidatos de quiebre</i>	<i>Producto básico</i>	<i>Submuestras propuestas</i>	<i>Años candidatos de quiebre</i>
Maíz	1966-1972	1973	Trigo	1966-1972	1973
	1974-1984	1985		1974-1984	1985
	1986-2003	2004		1986-1996	1997
	2005-2009	-		1998-2009	-
Soya	1966-1972	1973	Ganado de engorde	1982-1991	1992
	1974-2003	2004		1993-2003	2004
	2005-2009	-	-	2005-2008	-
				Cerdos	1970-2009

NOTAS: Los años de quiebre se obtuvieron de la aplicación recursiva de la prueba de Chow (sección VI.1). Cada submuestra representa un rango de tiempo por el cual el modelo conjunto de las ecuaciones (2) y (3) operó según la misma relación lineal, en términos de las varianzas residuales especificada por el estadístico F_i .

3. Interpretación de los resultados

La siguiente discusión se centra en interpretar sistemáticamente los resultados de las regresiones que se llevaron a cabo. En teoría, el modelo especificado por las ecuaciones (2) y (3) requeriría de la estimación simultánea de dos regresiones, una asociada a la prima de riesgo y la otra asociada al cambio (sección III.1); sin embargo, veremos que en términos prácticos, y con los supuestos correctos, es mejor concentrarse sólo en la regresión asociada al cambio.

Dado que el modelo utilizado implica que es necesario tomar en cuenta la restricción $\beta_1 + \beta_2 = 1$, nosotros incluimos la prueba $H_0: \beta_2 = 1$ en el resumen de resultados; de esta forma, la prueba complementaria $H_0: \beta_1 = 0$ se realiza automáticamente. Una prueba alternativa sería $H_0: \beta_1 = 1$ y que $H_0: \beta_2 = 0$, pero no está incluida en los resultados por razones que serán mencionadas posteriormente; aunque estas pruebas en efecto se realizaron. De forma similar a Beck (1994), probamos el poder de pronóstico (es decir, eficiencia del mercado)

mediante la estimación de β_2 , mientras que se asume la presencia de una prima de riesgo, $\beta_1 \neq 0$, como inevitable.¹³ En el cuadro 4 se muestra un resumen de cómo interpretar los resultados.

CUADRO 4. INTERPRETACIÓN DE LA PRUEBA DE HIPÓTESIS $H_0: \beta_2 = 1$ ASOCIADA CON LOS COEFICIENTES DEL MODELO DE LAS ECUACIONES (2) Y (3)

Condición	$H_0: \beta_2 = 1$	Respecto de $\beta_1 = 0$	Implicaciones
1	Rechazo	No rechazo	Existe poder predictivo pero aparentemente ausencia de prima de riesgo
2	No rechazo	Rechazo	Existe poder predictivo pero aparentemente presencia de prima de riesgo

Siempre y cuando β_2 esté dentro del rango $(0, 1]$, queda claro que entre más alto sea su valor, mejores serán las predicciones. Además, de acuerdo a Kenyon, Jones y McGwirk (1993), entre más alto sea el coeficiente R^2 asociado con la ecuación (3), más fuerte será la evidencia del poder predictivo explicado por la *base*. Por lo tanto, cuando se interpreten los resultados, se considerarán los valores del coeficiente β_2 junto con los de R^2 .

Adicionalmente, para probar la presencia de derivas en las predicciones de los futuros, se usa la prueba $H_0: \alpha_2 = 0$, que tal y como se mencionó previamente, implica probar $H_0: \alpha_1 = 1$ de manera simultánea. Dada la restricción $\alpha_1 + \alpha_2 = 0$, el rechazo de cualquiera de estas pruebas implica que muy probablemente los dos interceptos estarán dentro del intervalo de unidad, en otras palabras $0 < \alpha_1 < 1$ y $0 < \alpha_2 < 1$. Según la discusión de la sección III.1, nosotros consideramos que hay buenas predicciones cuando la nulidad de las α no se rechaza.

Vale la pena mencionar que se realizaron pruebas de correlación serial y de raíz unitaria para todas las series involucradas en el modelo (es decir, *base*, cambio y prima). La prueba de correlación serial se realizó con el estadístico Durbin-Watson (DW) y la de raíz unitaria con la prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF). Los resultados de estas pruebas están

¹³ Esto se debe a que en realidad los agentes de mercado no son neutrales al riesgo (Beck, 1994).

incluidos en cada uno de los cuadros e indican que la mayoría de las regresiones fueron válidas.

4. Resultados

Realizamos regresiones con todos los segmentos del cuadro 3 y además para todos los vencimientos disponibles, esto es, de dos a doce meses para productos agrícolas y de dos a seis, para los de origen animal. No obstante, limitaciones de espacio hacen que nos concentremos exclusivamente en presentar los horizontes $T=2,6$ y 12 y $T=2,4$ y 6 para los grupos referidos respectivamente. Los resultados de las estimaciones se muestran del cuadro 5 al cuadro 9. El año 1985 se incluyó como un año de quiebre estructural para la soya con el objetivo de ver cuál fue su poder predictivo antes y después de este año, aunque formalmente no fue detectado como un año de quiebre estructural.

En el cuadro 5, correspondiente al maíz, el período con el mayor poder predictivo es el de 1986 al 2003, porque en dos de los tres vencimientos reportados, la prueba de hipótesis del coeficiente cae en la condición dos especificada en el cuadro 4. Además, el valor del β_2 está cerca de la unidad y el del R^2 es relativamente alto. Además, las pruebas del intercepto indican ausencia de derivas en las predicciones. Finalmente, las pruebas de raíz unitaria y de correlación serial validan los resultados de las regresiones para todos los vencimientos reportados, excepto para el último, 2005-2009.

Un análisis similar se puede obtener del resto de los productos básicos. De hecho, la conclusión general que resulta al proceder de esta manera es que los futuros de granos aumentaron de manera progresiva su capacidad de pronóstico. Esto se refleja en particular en los de maíz hasta el año 2004, aunque efectivamente perdieron algún terreno entre el 2005 y el 2009. Por el contrario, la soya probó ser un predictor débil para la mayoría de los vencimientos y períodos analizados, ya sea por bajos R^2 o por la presencia de no estacionariedades en las series. Mientras que los futuros de trigo tienen un buen desempeño predictivo en el período de 1986-1996 pero sufren un descenso en los años más recientes.

Con respecto a los productos de origen animal (cuadros 8 y 9), los resultados son los siguientes. El ganado de engorde

CUADRO 5. RESULTADOS DE REGRESIÓN DE MAÍZ, 1966-2008

Años	α_1	β_1	α_2	β_2	$SE(\alpha)$	$SE(\beta)$	$t(\alpha_2)$ $H_0: \alpha_2=0$	$t(\beta_2)$ $H_0: \beta_2=1$	R^2	$Ecuac.$ DW	ADF Base	ADF Cambio	ADF Prima	N
T=2	1966-1972	0.0105	0.0298	-0.0105	0.9701	0.0271	1.2622	-0.3870	-0.0236	0.0301	2.1097	-3.8587 ^c	-4.9246 ^c	21
	1974-1984	-0.0125	1.2647	0.0125	-0.2647	0.0197	0.6150	0.6354	-2.0563 ^b	0.0061	1.9667	-4.4823 ^c	-5.8188 ^c	32
	1986-2003	0.0234	-0.3213	-0.0234	1.3213	0.0176	0.3631	-1.3270	0.8848	0.2029 ^c	2.2335	-5.4539 ^c	-8.5376 ^c	54
	2005-2008	0.0701	-0.3328	-0.0701	1.3328	0.0949	2.5485	-0.7396	0.1306	0.0330	1.4917	-0.6023	-1.9464	10
T=6	1966-1972	-0.0407	1.5513	0.0407	-0.5513	0.0621	1.4325	0.6551	-1.0829	0.0121	1.50270	-3.0467 ^b	-2.8078 ^a	14
	1974-1984	0.0599	-0.2224	-0.0599	1.2224	0.0459	0.7424	-1.3043	0.2996	0.1193	2.1098	-3.0232 ^b	-4.7302 ^c	22
	1986-2003	0.0481	-0.1313	-0.0481	1.1313	0.0337	0.4193	-1.4272	0.3133	0.1763 ^a	1.6778	-2.5803 ^a	-6.1172 ^c	36
	2005-2008	0.3931	-4.7664	-0.3931	5.7664	0.2763	2.8698	-1.4224	1.6608	0.4467 ^a	1.2533	-2.4787	-4.3187	7
T=12	1966-1972	0.0037	0.6794	-0.0037	0.3205	0.0225	0.2641	-0.1686	-2.5722 ^b	0.0797	1.7351	-3.5735 ^b	-3.8323 ^c	19
	1974-1984	0.0190	0.6914	-0.0190	0.3085	0.0165	0.1724	-1.1514	-4.0084 ^c	0.0569 ^a	1.7524	-2.9847 ^b	-7.0519 ^c	55
	1986-2003	0.0149	0.6937	-0.0149	0.3062	0.0152	0.1248	-0.9817	-5.5550 ^c	0.0639 ^b	1.9032	-3.2887 ^b	-9.3560 ^c	90
	2005-2008	0.0585	0.2803	-0.0585	0.7196	0.1011	0.6105	-0.5792	-0.4592	0.1337	1.6793	-1.5520	-2.6032	11

NOTAS: Los periodos se seleccionaron según los criterios de selección de cambio estructural especificados en el anexo A. Los errores estándar tanto para β_1 y β_2 , como para α_1 y α_2 son idénticos debido a la relación entre las ecuaciones (2) y (3). Los años de quiebre provienen de las muestras. ^{a, b, c}, indican significancia estadística 10%, 5% y 1%. Ninguna de las estadísticas DW sugirió la presencia de correlación serial en los residuos.

CUADRO 6. RESULTADOS DE REGRESIÓN DE SOYA, 1966-2008

Años	α_1	β_1	α_2	β_2	SE(α)	SE(β)	$t(\alpha_2)$ H ₀ : $\alpha_2=0$	$t(\beta_2)$ H ₀ : $\beta_2=1$	Ecuac. R ²	Ecuac. DW	ADF Base	ADF Cambio	ADF Prima	N
T=2	1966-1972	-0.0122	-0.2052	0.0122	1.2052	0.0086	0.2826	1.4194	0.7264	0.3237 ^c	1.7052	-2.7371 ^a	-3.4210 ^b	40
	1974-1984	0.0153	-0.2149	-0.0153	1.2149	0.0188	0.7862	-0.8171	0.2733	0.0359	1.9963	-4.1963 ^c	-7.9188 ^c	66
	1986-2003	-0.0013	0.2734	0.0013	0.7265	0.0085	0.3283	0.1585	-0.8327	0.0441 ^b	2.1918	-7.3465 ^c	-11.1106 ^c	108
	2005-2008	-0.0159	0.0531	0.0159	0.9468	0.0249	0.0696	0.6413	-0.7628	0.9157 ^c	1.7646	-0.7726	-3.1237 ^b	19
T=6	1966-1972	-0.0203	0.2521	0.0203	0.7478	0.0124	0.2845	1.6397	-0.8861	0.1688 ^b	0.8557	-4.4084 ^c	-3.6209 ^c	36
	1974-1984	0.0305	-0.1790	-0.0305	1.1790	0.0268	0.3674	-1.1360	0.4873	0.1404 ^c	0.8336	-4.0530 ^c	-5.6595 ^c	65
	1986-2003	-0.0098	0.4654	0.0098	0.5345	0.0142	0.2753	0.6927	-1.6903 ^a	0.0343 ^a	0.5907	-5.0882 ^c	-4.3221 ^c	108
	2005-2008	-0.0827	0.0917	0.0827	0.9082	0.0445	0.1273	1.8567 ^a	-0.7203	0.7606 ^c	0.5665	-38.1697 ^c	-0.8971	18
T=12	1980-1984	0.0240	0.6246	-0.0240	0.3753	0.0190	0.1852	-1.2621	-3.3711	0.1169 ^b	1.6391	-2.4702	-5.1147 ^c	33
	1986-2003	0.0011	0.7341	-0.0011	0.2658	0.0073	0.0670	3.9639 ^c	-10.9490 ^c	0.1124 ^c	2.0558	-8.4686 ^c	-12.1995 ^c	126
	2005-2007	0.2802	-0.2397	-0.2802	1.2397	0.1213	0.3138	-2.3098 ^b	0.7638	0.6341 ^c	2.1660	-3.7866 ^b	-5.2667 ^b	11

NOTAS: Los periodos se seleccionaron según los criterios de selección de cambio estructural especificados en el anexo A. Los errores estándar tanto para β_1 y β_2 , como para α_1 y α_2 son idénticos debido a la relación mantenida entre las ecuaciones (2) y (3). Los años de quiebre se sacaron de las muestras.

^{a, b, c} indican significancia estadística 10%, 5% y 1%. Ninguna de las estadísticas DW sugirió la presencia de correlación serial en los residuos. El periodo de 1966 a 1979 con T=12 meses no está incluido porque las series de tiempo no llegaban tan lejos en el tiempo.

CUADRO 7. RESULTADOS DE REGRESIÓN DE TRIGO, 1966-2008

Años	α_1	β_1	α_2	β_2	SE(α)	SE(β)	$t(\alpha_2)$		$t(\beta_2)$		Ecuac. R ²	Ecuac. DW	ADF Base	ADF Cambio	ADF Prima	N
							H ₀ : $\alpha_2=0$	H ₀ : $\beta_2=1$								
T=2	1966-1972	0.0073	0.6621	-0.0073	0.3378	0.0196	0.5365	-0.3736	-1.2339	0.0204	1.7235	-0.1395	-4.4726 ^c	-0.7509	21	
	1974-1984	0.0201	-0.0383	-0.0201	1.0383	0.0285	0.9744	-0.7061	0.0393	0.0353	2.2195	-3.5470 ^b	-9.9427 ^c	-8.9477 ^c	33	
	1986-1996	-0.0063	-0.3616	0.0063	1.3616	0.0208	0.3563	0.3047	1.0147	0.3201 ^c	2.2793	-4.2829 ^c	-5.8999 ^c	-6.4950 ^c	33	
	1998-2008	-0.0291	1.2282	0.0291	-0.2282	0.0442	1.2752	0.6575	-0.9631	0.0011	1.3291	-2.3775	-3.3088 ^b	-3.0609 ^b	29	
T=6	1966-1972	-0.0162	1.1281	0.0162	-0.1281	0.0409	0.6405	0.3961	-1.7612 ^a	0.0036	2.1111	-0.4421	-3.50482 ^b	-2.2310	13	
	1974-1984	0.0384	0.8858	-0.0384	0.1141	0.0404	0.5109	-0.9499	-1.7336 ^a	0.0023	1.2933	-3.6657 ^c	-3.9126 ^c	-3.3671 ^b	23	
	1986-1996	-0.0237	-0.4226	0.0237	1.4226	0.0293	0.3261	0.8112	1.2960	0.4875 ^c	1.8018	1.8018 ^c	-5.0589 ^c	-4.1105 ^c	22	
	1998-2008	-0.1176	1.7719	0.1176	-0.7719	0.0951	1.1187	1.2362	-1.5838	0.0257	1.6213	-1.3837	-3.9851 ^c	-3.4080 ^b	20	
T=12	1978-1984	0.0016	1.0058	-0.0016	-0.0058	0.0285	0.2258	-0.0563	-4.4535 ^c	0.0000	2.6385	-2.8031 ^a	-6.8725 ^c	-3.6731 ^c	27	
	1986-1996	-0.0154	0.5561	0.0154	0.4438	0.0159	0.1637	0.9689	-3.3965 ^c	0.1217	1.7271	-3.3101 ^b	-6.7360 ^c	-4.8321 ^c	55	
	1998-2008	0.0146	0.8081	-0.0146	0.1918	0.0269	0.1535	-0.5428	-5.2634 ^c	0.0546	1.8213	-3.1453 ^b	-6.6167 ^c	-4.3035 ^c	29	

NOTAS: Los periodos se seleccionaron según los criterios de selección de cambio estructural especificados en el anexo A. Los errores estándar tanto para β_1 y β_2 , como para α_1 y α_2 son idénticos debido a la relación mantenida entre las ecuaciones (2) y (3). Los años de quiebre se sacaron de las muestras.

^{a, b, c} indican significancia estadística 10%, 5% y 1%. Ninguna de las estadísticas DW sugirió la presencia de correlación serial en los residuos. El periodo de 1966 a 1978 con T=12 no se informa debido a la falta de datos.

tiene un comportamiento similar al de los granos porque a través del tiempo, sus futuros han tenido cada vez mejores desempeños predictivos, especialmente entre 1993 y 2003. No obstante, el poder de predicción cae en períodos posteriores, específicamente entre 2005 y 2009. Por otro lado, los cerdos son consistentemente buenos predictores e interesantemente, las pruebas estadísticas no parecen haber capturado el quiebre estructural de 1997 provocado por la introducción de contratos de cerdos magros. Consideramos que este comportamiento debe analizarse más cuidadosamente.

Una forma más amena para visualizar la posible pérdida de predicción durante el periodo 2004 al 2009 es con regresiones con ventana móvil. La gráfica III muestra los resultados de aplicar dicha estrategia con una ventana de diez años.¹⁴ Las curvas muestran la evolución de los parámetros β_1 y β_2 . Extraordinariamente, todos los productos agrícolas pasan por un cambio de desempeño predictivo alrededor del 2004; mientras que el ganado de engorde tiene un cambio en 1992 y la soya además en 1997. Estos años coinciden con los del cuadro 3 y, por ende, respaldan la metodología utilizada para detectar quiebres estructurales. Interesantemente, estos cambios de comportamiento hubieran pasado desapercibidos solamente con estimaciones recursivas, tal y como se muestra en la gráfica IV. Además utilizando el método de ventanas no se hubiera podido identificar el cambio de 1997 en el trigo.

VII. DISCUSIÓN

Hasta ahora los productos básicos incluidos en este trabajo han estado sujetos al mismo tipo de análisis econométrico. No obstante, las particularidades de cada una de ellos deben tomarse en cuenta si se desea alcanzar un mejor entendimiento de sus correspondientes mercados de futuros. Por ejemplo, Kenyon, Jones y McGwirk (1993) y Zulauf, Irwin y Sberna (1999) se enfocaron exclusivamente en analizar la capacidad predictiva de los futuros con vencimiento en la época de cosecha sobre los precios spot de primavera, específicamente en

¹⁴ A pesar de que existen varias metodologías para establecer un tamaño óptimo, nosotros encontramos que diez años como el más apropiado.

CUADRO 8. RESULTADOS DE REGRESIÓN DE GANADO DE ENGORDE, 1982-2008

Años	α_1	β_1	α_2	β_2	$SE(\alpha)$	$SE(\beta)$	$t(\alpha_2)$ $H_0: \alpha_2=0$	$t(\beta_2)$ $H_0: \beta_2=1$	$Ecuac.$ R^2	$Ecuac.$ DW	ADF Base	ADF Cambio	ADF Prima	N	
T=2	1982-1991	-0.0041	0.2586	0.0041	0.7413	0.0090	0.3555	2.0851 ^b	-0.7274	0.0881	1.7683	-5.9182 ^c	-6.3955 ^c	-6.4721 ^c	47
	1993-2003	0.0070	-0.3244	-0.0070	1.3244	0.0065	0.2577	-1.0808	1.2586	0.3367 ^c	1.9791	-4.4735 ^c	-4.3634 ^c	-6.5829 ^c	54
	2005-2008	0.0121	1.0100	-0.0121	-0.0100	0.0153	0.6757	-0.7918	-1.4946	0.0000	1.2607	-3.1114 ^b	-2.9834 ^a	-2.4527	16
T=4	1982-1991	-0.0199	0.1843	0.0199	0.8156	0.0111	0.3292	1.7861 ^a	0.5597	0.1133 ^b	1.5059	-4.4363 ^c	-6.2409 ^c	-5.5862 ^c	50
	1993-2003	0.0136	-0.8465	-0.0136	1.8465	0.0083	0.2160	-1.6322	3.9179 ^c	0.6084 ^c	1.1868 ^c	-5.1484 ^c	-4.8917 ^c	-5.0672 ^c	49
	2005-2008	-0.0063	-0.4624	0.0063	1.4624	0.0259	0.8243	0.2439	0.5609	0.2224 ^a	1.9126	-3.2154 ^b	-4.6030 ^c	-3.4515 ^b	13
T=6	1982-1991	-0.0152	0.4907	0.0152	0.5092	0.0109	0.2489	1.3944	-1.9710 ^b	0.0694 ^b	0.9245	-4.8850 ^c	-3.4983 ^c	-3.8507 ^c	58
	1993-2003	0.0164	-0.8453	-0.0164	1.8453	0.0103	0.2532	-1.5884	3.3376 ^c	0.4911 ^c	0.8504	-4.5719 ^c	-3.8644 ^c	-3.7543 ^c	57
	2005-2008	-0.0224	-0.4531	0.0224	1.4531	0.0237	0.4820	0.9478	0.9400	0.3936 ^a	0.7683	-2.9233 ^a	-4.5999 ^c	-3.7743 ^b	16

NOTAS: Los periodos se seleccionaron según los criterios de selección de cambio estructural especificados en el anexo A. Los errores estándar tanto para β_1 y β_2 , como para α_1 y α_2 son idénticos debido a la relación mantenida entre las ecuaciones (2) y (3). Los años de quiebre se sacaron de las muestras.

^a, ^b, ^c, indican significancia estadística 10%, 5% y 1%. Ninguna de las estadísticas DW sugirió la presencia de correlación serial en los residuos.

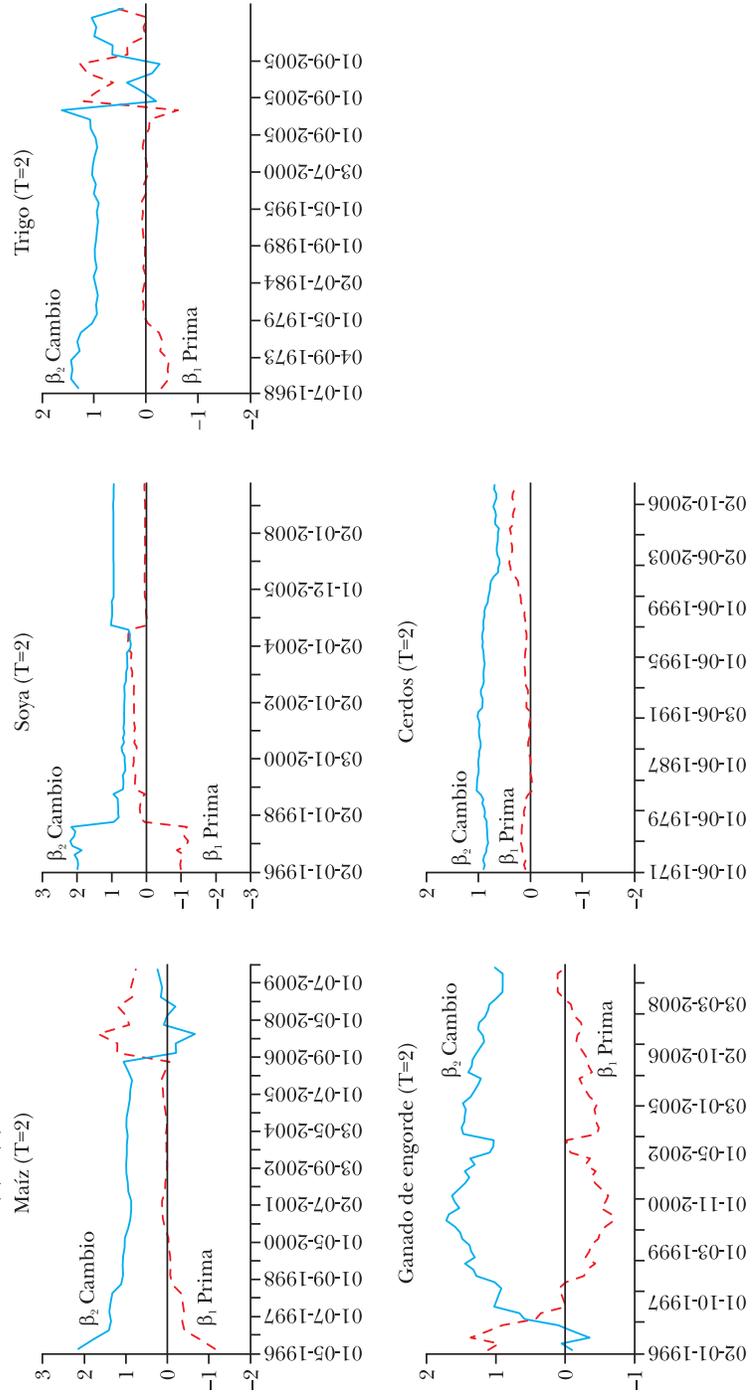
CUADRO 9. RESULTADOS DE REGRESIÓN PARA CERDOS, 1970-2008

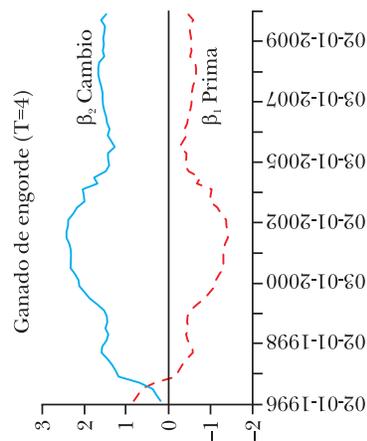
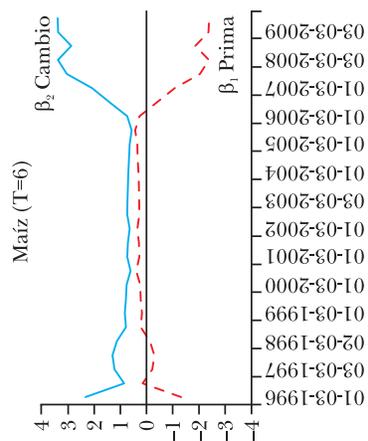
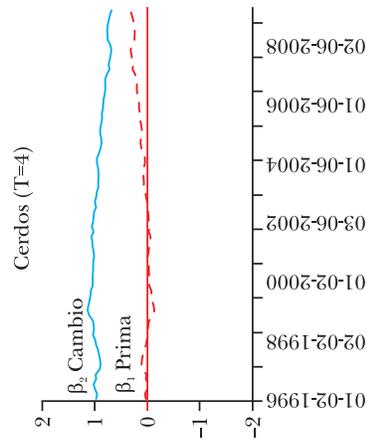
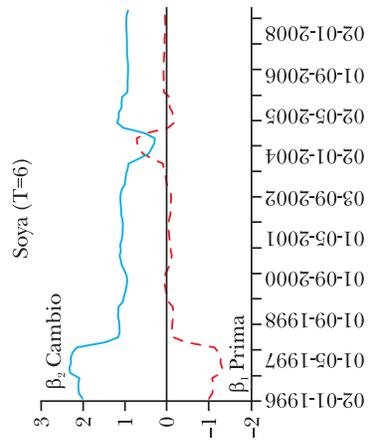
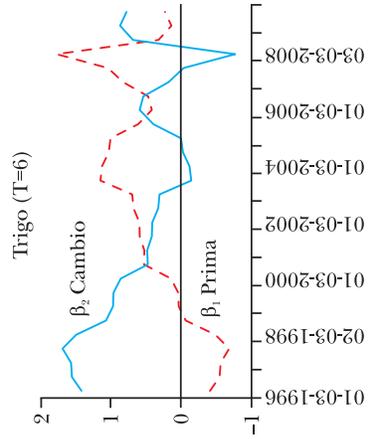
Años	α_1	β_1	α_2	β_2	SE(α)	SE(β)	$t(\alpha_2)$ H ₀ : $\alpha_2=0$	$t(\beta_2)$ H ₀ : $\beta_2=1$	Ecuac. R ²	Ecuac. DW	ADF Base	ADF Cambio	ADF Prima	N
T=2 1970-2008	-0.0014	0.2132	0.0014	0.7867	0.0072	0.0832	0.1980	-2.5637 ^c	0.2843 ^c	1.9327	-3.8442 ^c	-16.0743 ^c	-13.7195 ^c	227
T=4 1970-2008	-0.0101	0.2094	0.0101	0.7905	0.0098	0.0814	1.0327	-2.5737 ^c	0.3016 ^c	1.1233	-4.3351 ^c	-6.5706 ^c	-6.7949 ^c	220
T=6 1970-2008	-0.0206	0.1741	0.0206	0.8258	0.0113	0.0873	1.8234 ^b	-1.9954 ^b	0.2925 ^c	0.7887	-5.2758 ^c	-7.3969 ^c	-6.6411 ^c	218

NOTAS: Los periodos se seleccionaron según los criterios de selección de cambio estructural especificados en el anexo A. Los errores estándar tanto para β_1 y β_2 , como para α_1 y α_2 son idénticos debido a la relación mantenida entre las ecuaciones (2) y (3). Los años de quiebre se sacaron de las muestras.

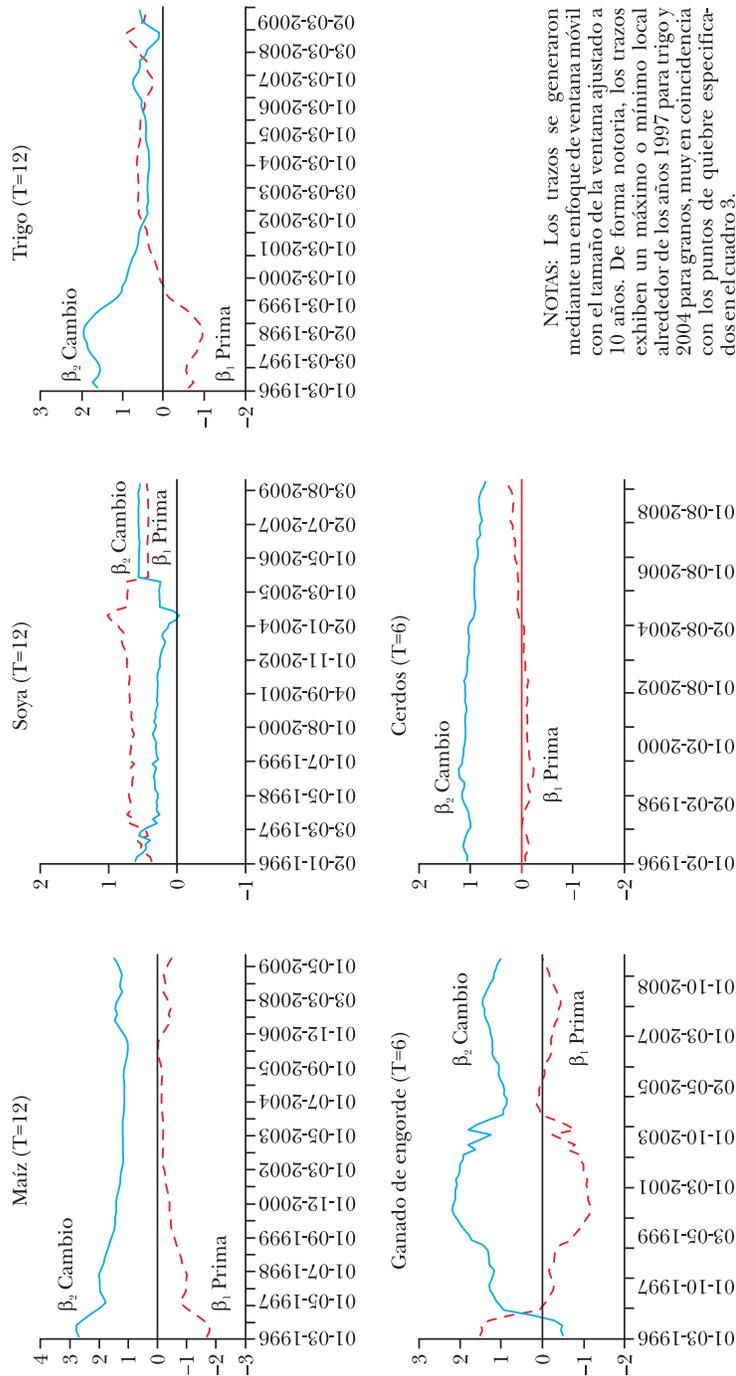
^{a, b, c}, indican significancia estadística 10%, 5% y 1%. Ninguna de las estadísticas DW sugirió la presencia de correlación serial en los residuos.

GRÁFICA III. EVOLUCIÓN DE PRONÓSTICOS DE LOS PRODUCTOS BÁSICOS ANALIZADOS EN TÉRMINOS DE LOS PARÁMETROS β_1 Y β_2 DE LAS ECUACIONES (2) Y (3)



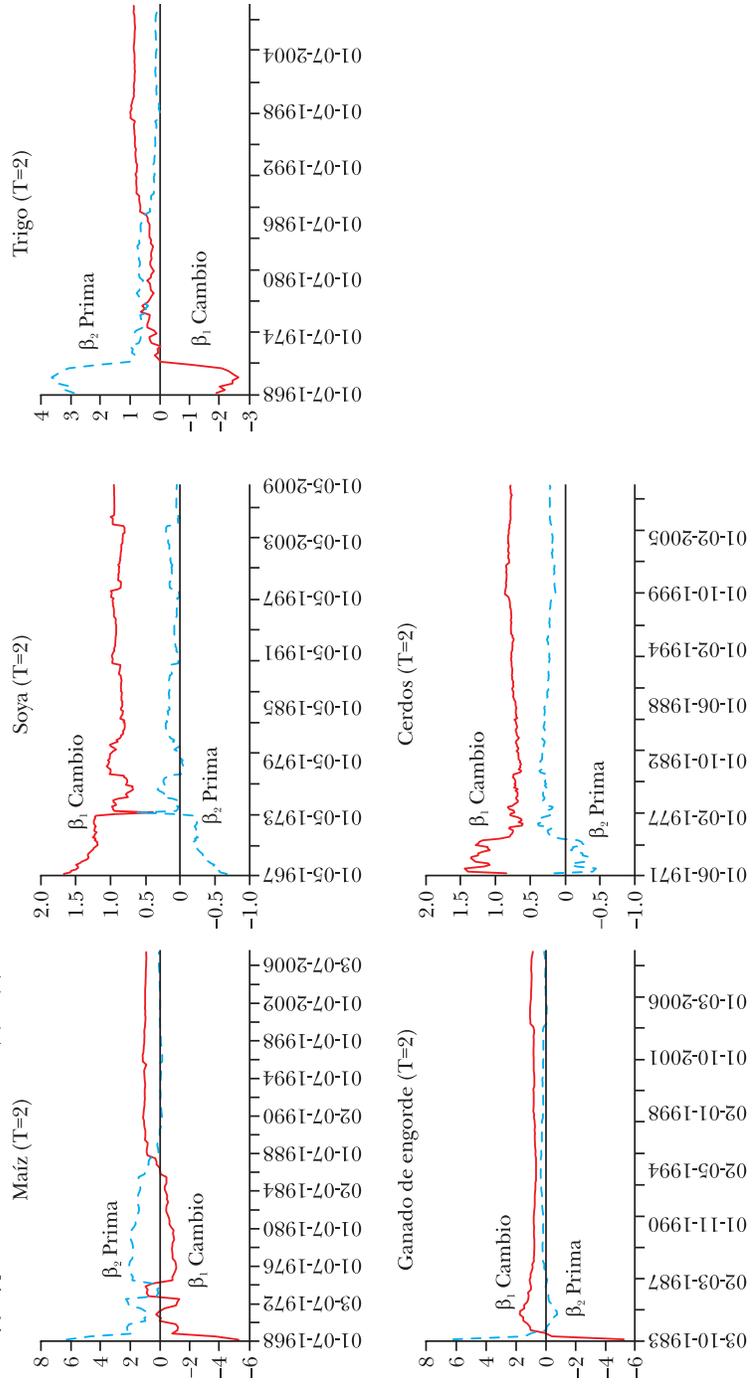


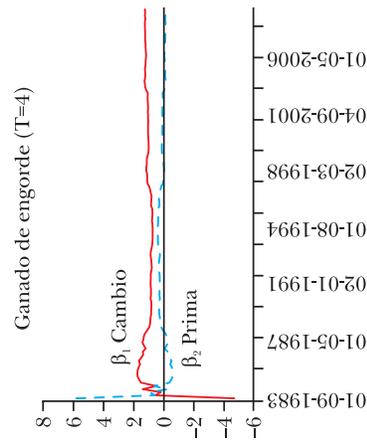
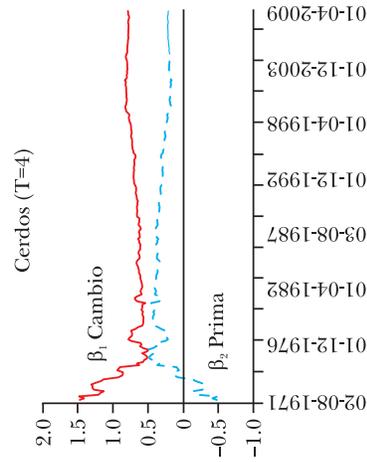
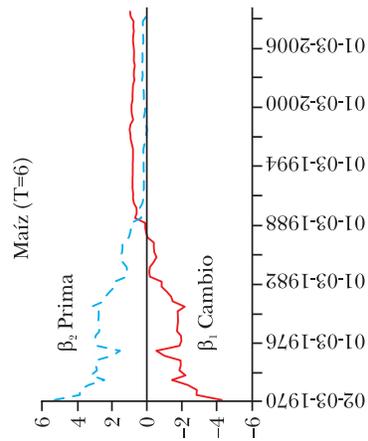
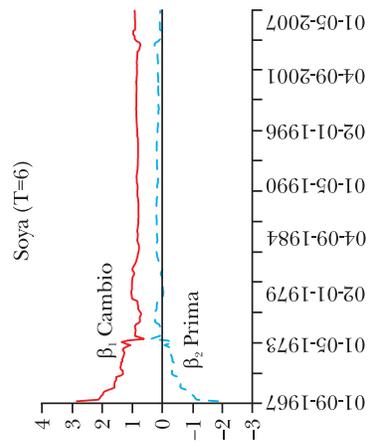
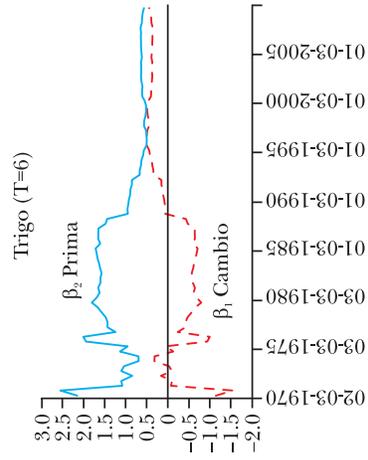
GRÁFICA III (cont'd)



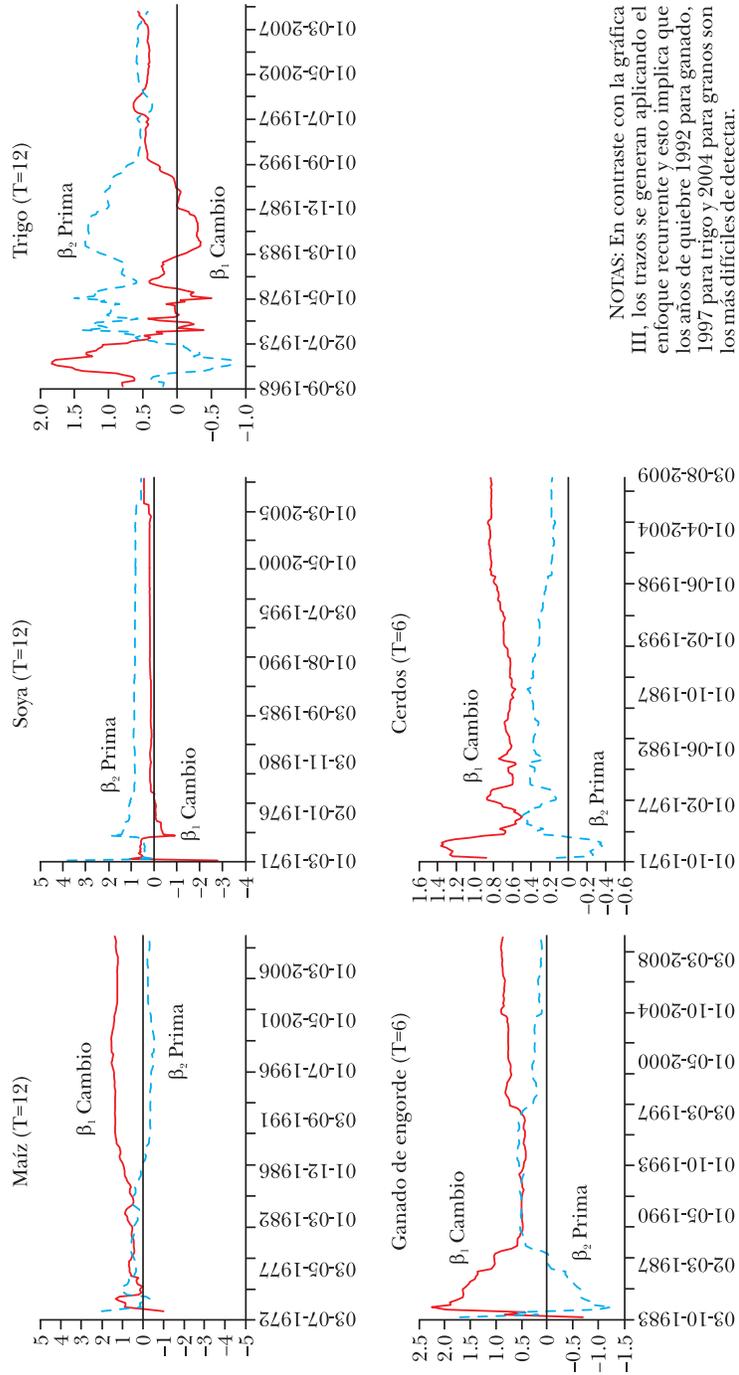
NOTAS: Los trazos se generaron mediante un enfoque de ventana móvil con el tamaño de la ventana ajustado a 10 años. De forma notoria, los trazos exhiben un máximo o mínimo local alrededor de los años 1997 para trigo y 2004 para granos, muy en coincidencia con los puntos de quiebre especificados en el cuadro 3.

GRÁFICA IV. PRONÓSTICO DE EVALUACIÓN DE LOS PRODUCTOS BÁSICOS ALIMENTARIOS ANALIZADOS EN TÉRMINOS DE LOS PARÁMETROS β_1 Y β_2 DE LAS ECUACIONES (2) Y (3).





GRÁFICA IV (cont'd)



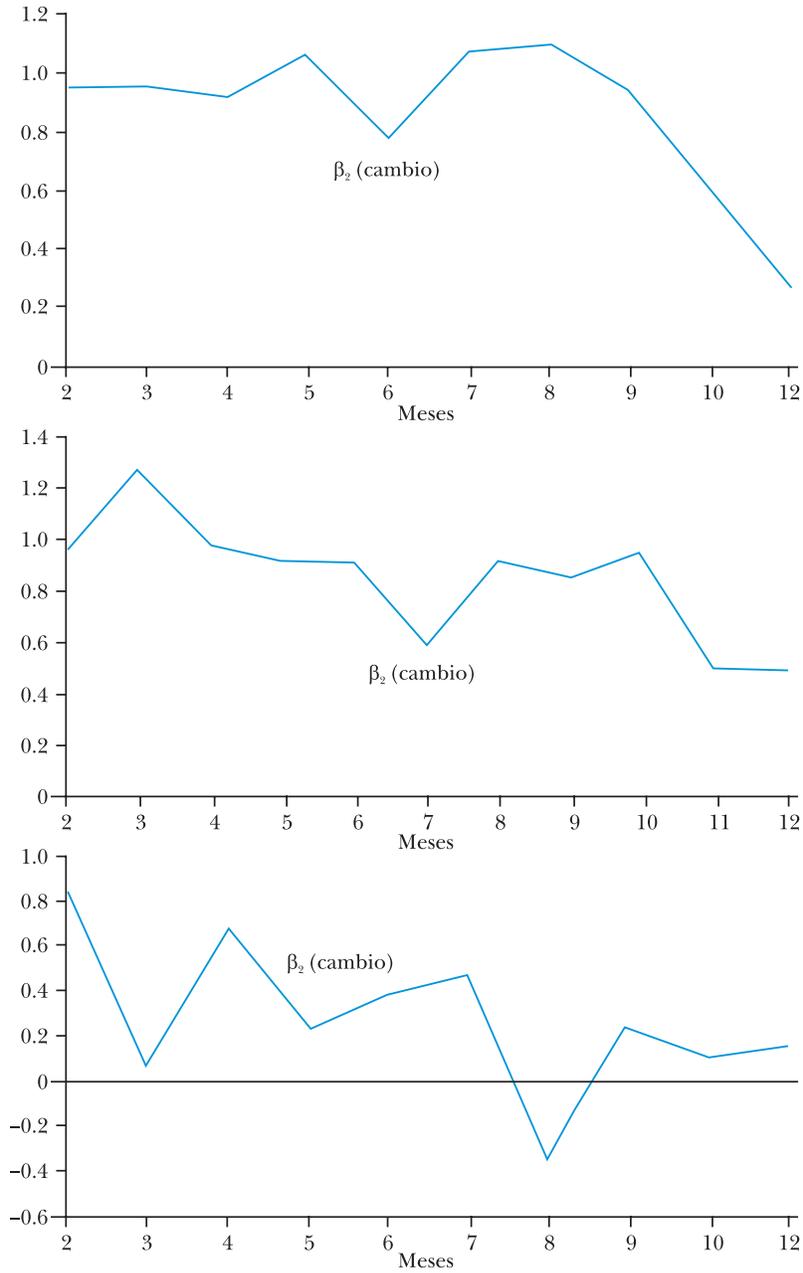
NOTAS: En contraste con la gráfica III, los trazos se generan aplicando el enfoque recurrente y esto implica que los años de quiebre 1992 para ganado, 1997 para trigo y 2004 para granos son los más difíciles de detectar.

soya y maíz. Trabajar con un conjunto reducido de contratos les permitió encontrar que las incertidumbres relativas a la oferta futura son más importantes para la capacidad de pronóstico de lo que son las incertidumbres relacionadas con el uso de, por ejemplo, las superficies utilizables para plantar. Además, en un estudio reciente Carter y Mohapatra (2008) indican que la renovación de 1997 del mercado de futuros de cerdo en el CME pudo tener implicaciones significativas en su poder de pronóstico y en el desempeño que tienen como cobertura al riesgo; algo que no se detectó con la metodología utilizada en este trabajo. Por nuestro lado, consideramos que los futuros de trigo se deberían dividir en dos grupos: cosecha de primavera y verano, con el objeto de evaluar con más detalle sus propiedades. Probablemente se encuentren particularidades similares en el resto de los productos básicos alimentarios.

Por lo tanto, consideramos a este trabajo como una primera aproximación para entender a los futuros y su capacidad predictiva, pero creemos también que el considerar las particularidades de cada materia prima puede ayudar a entender más cabalmente los resultados obtenidos. En el presente trabajo, este análisis no se incluye, sin embargo éste y otros temas deberán abordarse en futuras versiones, como se menciona a continuación.

En primer lugar, la eliminación de periodos de un año por ser considerados quiebre de quiebre estructural parece ser algo arbitraria, en el sentido del tamaño de corte seleccionado, ¿por qué no eliminar un periodo de seis meses o de dos años? Kenyon *et al.* procedieron de esta forma basados en el supuesto de que un periodo de doce meses sería suficiente para la adaptación de los contratos de futuros (maíz y soya) a una nueva estructura de precios; sin embargo éste es un tema controversial que sólo se podría abordar de forma empírica. Desde el punto de vista econométrico, nosotros consideramos que se deben realizar las regresiones no sólo removiendo de forma automática a los años detectados como puntos de quiebre sino también eliminando por completo los *periodos de quiebre* (derivados por medio de un cálculo realista de intervalos de confianza alrededor del punto de quiebre). Si los mercados toman tiempos de adaptación más largos (por ejemplo más de un año), se debería de encontrar una interpretación

GRÁFICA V. ALGUNAS INTROSPECCIONES ACERCA DE LA MANERA DE DETERMINAR EL HORIZONTE DE PRONÓSTICO MÁS LARGO DE PRECIOS DE FUTUROS



NOTAS: Los trazos muestran el parámetro de pendiente β_2 del modelo definido por las ecuaciones (2) y (3). El periodo de estimación fue de 1998 a 2008. La pendiente tiende a disminuir escasamente cuando el horizonte de pronóstico T aumenta.

de la duración de un cambio en términos de teoría económica.

En segundo lugar, no es aconsejable usar métodos de regresión estándar en submuestras cortas como las del período de 2005 al 2009 debido a los posibles problemas numéricos en los que se incurre y aún más importante, debido a las dificultades para interpretar los resultados. Por lo tanto, es muy natural preguntar si la reducción del poder predictivo descrito en la sección VI.4 es en verdad una consecuencia de la pérdida de la capacidad de pronóstico del mercado o si es simplemente provocada por una muestra muy pequeña. De hecho, las no estacionariedades encontradas (cuadro 5 a cuadro 7) pueden ser más una consecuencia de submuestras pequeñas, que una consecuencia económica de la reciente alza en los precios de los productos básicos. A pesar de que podría estar fuera de duda que el alza de precios pudo efectivamente cambiar los valores de las pendientes de las ecuaciones (2) y (3), es también cierto que el número reducido de observaciones y los supuestos del modelo dificultan derivar conclusiones más definitivas. De hecho, pensamos que para resolver este problema se requiere probablemente de métodos bayesianos.

Finalmente, un asunto relevante es la estimación del horizonte de predicción óptimo asociado a cada producto básico. A pesar de que la intuición indica que entre más largo sea el horizonte, peor será la predicción, vale la pena notar que varios factores entran en juego, tal y como la elasticidad del producto y la relación que guarda este parámetro con las expectativas de cambio en el precio spot. Por ejemplo, French (1986) argumenta que “el posible poder de pronóstico de los precios de futuros es una función del coeficiente de la varianza de los cambios esperados del precio spot con relación a la varianza de los cambios realizados del precio spot”. French encuentra que dicho coeficiente depende de la elasticidad de la materia prima en cuestión y presenta dos escenarios diferentes en caso de que ocurra un choque. En el primer escenario, “cuando la elasticidad precio está cerca de la unidad, los choques de precio se transmitirán directamente a través del inventario”. En el segundo escenario, “si la elasticidad precio está cerca de cero, el precio actual tendrá poco efecto sobre el precio esperado”. Esta justificación hizo que French (1986) sugiriese que “el poder de pronóstico deberá ser una función

creciente del horizonte de pronóstico, ponderado por el aumento de la varianza de cambios inesperados de precios en los que se incurre cuando el horizonte de pronóstico aumenta”.

Nosotros no pretendemos resolver la cuestión del horizonte máximo de pronóstico sino más bien proporcionar algunas pistas acerca de cómo abordar el problema. De hecho el principal problema es establecer un criterio para medir el desempeño predictivo. Tal y como se mencionó previamente, este trabajo deja de lado medidas típicas como el error cuadrático medio fuera de muestra. Más bien, simplemente utilizamos β^2 y vemos como se compara para los rangos de horizontes de pronóstico probados en este trabajo. El cuadro 10 muestra cómo este parámetro cambia con el horizonte de tiempo; el período de estimación fue 1998-2008. De las gráficas, observamos que los futuros agrícolas son buenos predictores hasta los horizontes de siete, nueve y diez meses para maíz, soya y trigo respectivamente. Los productos básicos de origen animal no están incluidos porque nuestros datos sólo cubrieron hasta el horizonte de seis meses.

VIII. COMENTARIOS FINALES

La evolución reciente de los mercados de productos básicos alimentarios (2005-2009) ha puesto nuevamente sobre la mesa la conveniencia de utilizar indicadores basados en el mercado como instrumentos para predecir los precios. Responder a esta pregunta durante la más reciente coyuntura de altos precios en alimentos fue de particular importancia para los bancos centrales ya que las volatilidades experimentadas pusieron en riesgo las metas inflacionarias de varios bancos centrales. Si los contratos de futuros son herramientas útiles para pronosticar precios spot, entonces los hacedores de políticas deberán considerarlos como una fuente valiosa de información.

En este contexto, el presente trabajo evaluó la capacidad predictiva de los contratos de futuros en términos de la teoría de descuento a plazo normal y la hipótesis del mercado eficiente. Se consideraron varios aspectos para hacerlo así. En primer lugar, se consultaron diversas fuentes de la literatura

con el objetivo de entender como se había abordado anteriormente el problema de la evaluación. En segundo lugar, se definieron criterios más claros para evaluar la eficiencia del mercado, el insesgamiento y el poder predictivo. Finalmente, la aplicación de métodos econométricos para determinar quiebres estructurales en el poder predictivo y una evaluación del modelo de variación conjunta de Fama y French (1987) completaron el trabajo.

Si la idea de racionalidad implica predicciones exactas, entonces la evidencia empírica nos dice que el desempeño predictivo de los productos básicos analizados ha aumentado progresivamente a lo largo del tiempo, excepto para el período del 2005 al 2009. Más específicamente, los futuros de maíz mostraron buen desempeño predictivo de 1974 al 2003; mientras que los de trigo de 1986 a 1996; la soya en general fue un predictor débil. Mientras tanto, los futuros de ganado suministraron pronósticos insesgados de 1993 al 2003 y de un modo interesante, los futuros de cerdos fueron buenos predictores para todo el periodo analizado –a pesar de que en 1997 se produjo una reorganización completa del mercado. Los métodos de detección de quiebre estructural coincidieron al detectar los años 1973, 1985, 1992 y 2004 como puntos de quiebre potenciales para la mayoría de productos básicos.

Un punto final de contención es determinar si el período entre el 2005 y el 2009 es un período de quiebre estructural que refleja nuevas condiciones de mercado. Los hallazgos presentados respaldan esta hipótesis aunque se debe considerar que las herramientas econométricas aplicadas (prueba de Chow y regresiones lineales) no están diseñadas para un número reducido de observaciones, tal y como es el caso.

Anexo

La siguiente sección describe el procedimiento para determinar el número y ubicación de los años de quiebre.

A. Detección de quiebre estructural

La estimación simultánea de múltiples estructurales ha sido

estudiada abundantemente en la literatura econométrica, con Andrews, Lee y Ploberger (1996); García y Perron (1996); y Liu, Wu y Zidek (1997) como ejemplos. Como se mencionó previamente, la estimación de quiebres implica el reto de especificar *cuántos* ocurrieron, *cuándo* se llevaron a cabo y *cuánto* tiempo duraron. De hecho, todos estos temas se podrían abordar en términos de un problema de optimización por medio del cual el número de quiebres ℓ se estima por medio de un criterio de información; por ejemplo, el criterio de Akaike, el bayesiano o el de Schwartz (AIC, BIC y SC, respectivamente). Sin embargo, tal y como lo señalaron Bai y Perron (1998) casi siempre los resultados están lejos de ser satisfactorios.

No obstante, existen métodos que proporcionan mejores resultados que AIC, BIC y SC. Por ejemplo Bai y Perron (1998) proponen una estrategia de programación dinámica para acelerar la exploración del espacio de soluciones y encontrar al número óptimo de quiebres. El método consiste en el cálculo secuencial de una prueba para $\ell+1$ contra ℓ quiebres y en la minimización de la suma residual de cuadrados (RSS) asociados con cada uno de los segmentos; esto es asintóticamente equivalente a maximizar el $\sup(F_i)$ (Bai y Perron, 1998), donde el parámetro F_i se definió en la ecuación (6). Aunque el método denominado posteriormente como RSS no está garantizado para encontrar minimizadores globales, sí ha probado ser más sólido que AIC, BIC y SC.

A.1 Fechas potenciales de quiebre estructural

Tanto el criterio BIC como el RSS fueron probados en nuestros experimentos pero no siempre produjeron resultados aceptables: ocasionalmente no encontraron el número correcto de quiebres ni sus respectivas ubicaciones. En consecuencia, se prefirió utilizar estos dos criterios como un paso inicial y luego proceder a hacer los ajustes por medio de inspección.

Se aplicó la metodología recién descrita a todas las materias primas analizadas en el estudio. En particular, se usaron vencimientos de $T = [2,12]$ para productos agrícolas y $T = [2,6]$ para los de origen animal, lo cual suministró una lista de años candidatos de quiebre estructural; la cual se muestra en el cuadro A.1. Los años se obtuvieron mediante la regresión de

la ecuación (3) de forma recursiva y la evaluación simultánea del estadístico de Chow (F_i). La recursión se hizo para el conjunto de datos $i=[n_h, N-n_h]$, con $n_h=6$ observaciones. La evidencia de quiebre estructural se produce cuando el agregado $\sup(F_i)$ es mayor que algún nivel de significancia preespecificado.¹⁵ El monto y la ubicación de los quiebres se estimaron inicialmente con los criterios BIC y RSS¹⁶ y luego se refinaron por inspección; el cuadro A.1 muestra los minimizadores locales resultantes.

El cuadro A.1 muestra que el maíz tiene tres períodos de cambio: 1973-1977, 1984-1986 y 2003-2004; la soya tiene dos, 1973-1974 y 2002-2006; mientras que el trigo tiene cuatro, 1973-1978, 1981-1985, 1995-1996 y 2003-2004. Con respecto a productos básicos de origen animal, el ganado de engorde parece tener quiebres en 1992-1993 y 2003-2005. Los futuros de cerdos no parecen haber pasado por quiebres estructurales. La variedad de puntos de quiebre puede ser engañosa y requiere de más análisis para eliminar la ambigüedad, de hecho ésta es la parte más subjetiva del proceso.

De la gráfica II resulta evidente que la aplicación del criterio de RSS sólo da una idea acerca de la naturaleza de los cambios, pero no tiene éxito para brindar un punto de quiebre exacto para dividir la muestra. Una pregunta relacionada que no tratamos de responder en este trabajo es *cuánto* duró el proceso de quiebre, a pesar de que es una cuestión relevante si se busca determinar dónde y qué tanto cortar la muestra. La estimación de la duración de un quiebre estructural (desde el punto de vista econométrico) se podría abordar por medio del cálculo de intervalos de confianza. Una forma de proceder consistiría en tomar, por ejemplo, como duración del cambio el lapso de tiempo que está entre el 25% y el 75% de los intervalos de confianza. Para tal fin, Bai y Perron (1998) definieron la función de distribución de los puntos de quiebre, con lo cual se pueden calcular intervalos de confianza alrededor de él. En general, ellos encontraron que representan

¹⁵ El paquete R *strucchange* (Zeileis *et al.*, 2002) se utilizó para calcular de manera recursiva la prueba de Chow y para determinar los niveles de significancia. El código (y los datos si es posible) estarán disponibles bajo pedido.

¹⁶ Los criterios de selección de modelo BIC y RSS están implementados en *strucchange*.

CUADRO A.1. AÑOS POTENCIALES DE CAMBIO ESTRUCTURAL EN LA RELACIÓN CAMBIO-BASE-PRIMA DEFINIDO POR LAS ECUACIONES, 1973-2006

<i>Producto básico</i>	T=2	T=3	T=4	T=5	T=6	T=7	T=8	T=9	T=10	T=11	T=12
Maíz	1977+	2004	1977 ^c	1974	1973 ^a	1973 ^a	2004	1973 ^b	1973		1996
	1985+		1984	1983	2003	1984		1983	1996		1996
Soya	1973	1973	1973	1973 ^b	1973 ^a	1973	1974 ^a	1973	1973 ^c	1973	2005 ^c
	2005	2003	2006	2004	2000	2004	2002 ^b	2002	2002 ^c	2002 ^c	
			1997		2004 ^c		2006 ^c		2006 ^c		
Trigo	1973	1973	1973	1973	1973	1973	1973 ^a	1973 ^c	1973		1978
	1996	1983	1981	2004	1982	1985	1995	1977 ^a	1996		1996
		2004	2004			1996	2004	1984 ^b	2004 ^b		2004
Ganado de engorde	1993	1992	1992	1993	1992	2003		2003			
	2005	2004	2004	2004	2003 ^b						
Cerdos											

NOTAS: La metodología empleada fue la de Bai y Perron (1998) para determinar múltiples puntos de quiebre estructurales desconocidos por medio del cálculo recursivo de la prueba de Chow (1960); las fechas presentadas son minimizadores locales de los criterios de BIC o RSS. Los contratos de futuros de maíz y soya (ver cuadro 2) no permiten el cálculo de la base para horizontes de once meses.

^a, ^b y ^c indican significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente. Las fechas sin información fueron marginalmente menores que el nivel de 10%.

rangos de tiempo inadecuados. A pesar de que en este trabajo se intentó calcular dichos intervalos, la falta de resultados adecuados nos hizo decidir no incluirlos en este informe. Nosotros, por lo tanto, preferimos depender sólo de las estimaciones puntuales de los quiebres y eliminar periodos con una longitud de un año. Como puede apreciarse, este enfoque es similar al de Kenyon, Jones y McGwirk (1993).

Con el propósito de estimar los años de cambio de la mejor forma posible y con la menor ambigüedad, utilizamos conocimiento previo. Por ejemplo, Kenyon, Jones y McGwirk (1993) determinaron a 1973 como un año de quiebre estructural y por ende se le seleccionó en este trabajo como un año común de cambio para todas las materias primas agrícolas. De forma similar, se seleccionó 1992 como un año de quiebre para el ganado de engorde porque coincide con el año de los eventos de la enfermedad de las vacas locas, y se seleccionaron los años de 1985 y 2004 porque los resultados de las regresiones nos indicaron que eran los candidatos más viables.

REFERENCIAS

- Andrews, D. W. K. (1993), "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, vol. 61, pp. 821-56.
- Andrews, D. W. K., I. Lee y W. Ploberger (1996), "Optimal Changepoint Tests for Normal Linear Regression", *Journal of Econometrics*, vol. 70, pp. 9-38.
- Andrews, D. W. K., y W. Ploberger (1994), "Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative", *Econometrica*, vol. 62, pp. 1383-414.
- Ardeni, P. G. (1989), "Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?" *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 71, pp. 661-69.
- Bai, J., y P. Perron (1998), *Computation and Analysis of Multiple-Structural-Change Models*, Centre de recherche et développement économique (CRDE) and Département de sciences économiques, Université de Montréal, and Department of Economics, Boston University, septiembre (Cahier, nº 9807); publicado en *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18, núm. 1, 2003, pp. 1-22.

- Barnhart, S. W., y A. C. Szakmary (1991), "Testing the Unbiased Forward Rate Hypothesis: Evidence on Unit Roots, Co-integration, and Stochastic Coefficients", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 26, núm. 2, pp. 245-67.
- Beck, S. E. (1994), "Cointegration and Market Efficiency in Commodities Futures Markets", *Applied Economics*, vol. 26, pp. 249-57.
- Carter, C. A. (1999), "Commodity Futures Markets: a Survey", *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 43, núm. 2, pp. 209-47.
- Carter, C. A., G. Rausser y A. Schmitz (1983), "Efficient Asset Portfolios and the Theory of Normal Backwardation". *Journal of Political Economy*, vol. 91, núm. 2, pp. 319-31.
- Carter, C. A., y S. Mohapatra (2008), "How reliable are hog futures as forecasts?", *American Journal of Agricultural Economics*, pp. 367-78.
- Chinn, M., M. LeBlanc y O. Coibion (2005), *The Predictive Content of Energy Futures: an update on petroleum, natural gas, heating oil and gasoline*, NBER, enero (Working Paper Series, núm. 11033).
- Chow, G. C. (1960), "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, vol. 28, pp. 591-605.
- Cootner, P. (1960), "Returns to Speculators: Telser vs. Keynes", *Journal of Political Economic*, pp. 396-404.
- Dusak, K. (1973), "Futures Trading and Investor Returns: an investigation of commodity market risk premiums", *Journal of Political Economy*, vol. 81, núm. 6, pp. 1387-406.
- Fama, E. F. (1970), "Efficient capital markets: a review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, pp. 383-417.
- Fama, E. F. (1984), "Forward and Spot Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, vol. 14, pp. 319-38.
- Fama, E. F., y K. French (1987), "Commodity futures prices: some evidence on forecast power, premiums, and the theory of the storage", *Journal of Business*, pp. 55-73.
- FMI (2008), *World Economic Outlook: Financial Stress, Downturns, and Recoveries*, FMI, Washington, D. C., octubre.
- French, K. R. (1986), "Detecting Spot Price Forecasts in

- Futures Prices”, *The Journal of Business*, vol. 59, núm. 2 (parte 2), pp. S39-S54.
- Garcia, R. y P. Perron (1996), “An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts”, *Review of Economics and Statistics* 78, pp. 111-25.
- Hansen, B. E. (1992), “Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) processes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, pp. 321-35.
- Hawtrey, R. G. (1939-1940), “Mr. Kaldor on the Forward Market”, *Review of Economic Studies*, vol. 7, pp. 196-205.
- Kaldor, N. (1939-1940), “Speculation and Economic Stability”, *Review of Economic Studies*, vol. 7, pp. 1-27.
- Kenyon, D., E. Jones y A. McGwirk (1993), “Forecasting performance of corn and soybean harvest futures contracts”, *American Journal of Agricultural Economics*, pp. 399-407.
- Keynes, J. M. (1930), *A treatise on money*, Macmillan Publishing, Londres.
- Khoury, N. T., y J. M. Martel (1991), “A Supply of Storage Theory with Asymmetric Information”, *Journal of Futures Markets*, vol. 9, núm. 6, pp. 573-81.
- Kofi, Tetteh A. (1973), “A framework for comparing the efficiency of futures markets”, *American Journal of Agricultural Markets*, pp. 584-94.
- Leuthold, R. M. (1972), “Random Walk and Price Trends: the Live Cattle Futures’ Market”, *Journal of Finance*, vol. 27, núm. 4, pp. 879-89.
- Leuthold, R. M., y P. A. Hartmann (1979), “Developments in the Livestock Futures Literature”, *Proceedings From the First Annual Livestock Futures Research Symposium*, Chicago Mercantile Exchange, Chicago, Illinois, junio, pp. 482-89.
- Leuthold, R. M., y W. G. Tomek (1980), *Developments in the livestock futures literature*, Proceedings from the First Annual Livestock Futures Research Symposium, CME, Chicago.
- Liu, J., S. Wu y J. V. Zidek (1997), “On Segmented Multivariate Regressions”, *Statistica Sinica*, vol. 7, pp. 497-525.
- Martin, Larry, y P. Garcia (1981), “The Price-Forecasting Performance of Futures Markets for Live Cattle and Hogs: A Disaggregated Analysis”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 63, núm. 2, pp. 209-15.

- McGuirk, A. M., y P. Driscoll (1995), "The Hot Air in R^2 and Consistent Measures of Explained Variation", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 77, pp. 319-28.
- Olimov, U. (2002), *Forward and Spot Exchange Rates by Fama (1984) Revisited*, Seminar on International Finance at the Graduate School of Humanities and Social Sciences, University of Tsukuba, Japón.
- Samuelson, P. (1965), "Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly", *Industrial Management Review*, pp. 41-49.
- Serletis, A. (2007), *Quantitative and Empirical Analysis of Energy Markets*, World Scientific, Singapore.
- Stein, J. L. (1981), "Speculative Price Economic Welfare and the Idiot of Change", *Review of Economics and Statistics*, vol. 63, mayo, pp. 223-32.
- Sullivan, J. H. (2002), "Estimating the Locations of Multiple Change Points in the Mean", *Computational Statistics*, vol. 17, pp. 289-96.
- Taylor, S. C. (1985), "The behavior of future prices over time", *Applied Economics*, pp. 713-34.
- Telser, L. G. (1958), "Futures trading and the storage of cotton and wheat", *Journal of Political Economy*, pp. 233-55.
- Tomek, W. G., y R. W. Gray (1970), "Temporal relationships among prices on commodity futures markets: their allocative and stabilizing roles", *American Journal of Agricultural Economics*, pp. 372-80.
- Toyoda, T. (1974); "Use of the Chow Test under Heteroscedasticity", *Econometrica*, vol. 42, núm. 3, pp. 601-608.
- Working, H. (1949), "The theory of the price of the storage", *American Economic Review*, pp. 150-66.
- Wright, B. D., y J. C. Williams (1989), "A Theory of Negative Prices for Storage", *Journal of Futures Markets*, vol. 9, núm. 1, pp. 1-13.
- Zeileis, A., C. Kleiber, W. Krämer y K. Hornik (2003), "Testing and Dating of Structural Changes in Practice", *Computational Statistics and Data Analysis*, vol. 44, núms. 1-2, pp. 109-23.
- Zeileis, A., F. Leisch, K. Hornik y C. Kleiber (2002), "Strucchange: An R Package for Testing for Structural

Change in Linear Regression Models”, *Journal of Statistical Software*, vol. 7, núm. 2, pp. 1-38.

Zulauf, C., S. Irwin y A. Sberna (1999), “A Reappraisal of the Forecasting Performance of Corn and Soybean New Crop Futures”, *Journal of Futures Markets*, vol. 19, núm. 5, pp. 603-618.

Hernán Rincón

Un análisis comparativo de reglas fiscales cuantitativas

I. INTRODUCCIÓN

Muchos gobiernos usan reglas fiscales numéricas para blindar el manejo de sus finanzas y anclar las expectativas sobre la sostenibilidad de sus deudas. Mientras que a comienzos de los años noventa únicamente siete países tenían reglas fiscales, ya

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de H. Rincón, investigador de la Unidad de Investigaciones Económicas, del Banco de la República, de Colombia. El documento se benefició de las numerosas discusiones sobre reglas fiscales cuantitativas con Emanuele Baldacci y Kevin Fletcher, del Fondo Monetario Internacional, y con los demás miembros del Comité Técnico Interinstitucional conformado por iniciativa del Ministro de Hacienda y Crédito Público para el diseño de la regla fiscal para Colombia. Se agradecen los comentarios y sugerencias de los miembros del Grupo de Asesores Externos designados por el señor Ministro para acompañar el proceso de diseño de la regla, además de Hernando Vargas, Gerente Técnico del Banco de la República, y de Ricardo Caballero, Director del Departamento de Economía del Instituto Tecnológico de Massachusetts. La asistencia de investigación fue prestada de manera sobresaliente por parte de Laura Capera. Las opiniones y posibles errores contenidos en el documento son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen a los demás miembros del Comité, al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Comentarios dirigirlos a: <hrincoca@banrep.gov.co>.

MONETARIA, JUL-SEP 2010

hacia el año 2009 cerca de 80 países las usaban (FMI, 2010, figura 17). Con la crisis financiera internacional muchos países han fortalecido las reglas existentes, o están adoptando nuevas (FMI, 2010, p. 48).

Análisis recientes sobre el estado actual y futuro de las finanzas públicas de Colombia mostraron la necesidad de una regla fiscal cuantitativa (Comisión Independiente de Gasto Público, 2007; Lozano *et al.*, 2008; Perry, 2008). Las principales razones que se esgrimieron fueron corregir el desbalance estructural de las finanzas públicas, eliminar la tendencia procíclica de la política fiscal y garantizar y blindar la sostenibilidad de la deuda pública en el mediano y largo plazos.

El objetivo de este documento es comparar la regla fiscal diseñada para Colombia por el Comité Técnico Interinstitucional (2010),¹ con cuatro reglas fiscales cuantitativas alternativas para evaluar las fortalezas y posibles debilidades de cada una. Al final se concluye que son mayores las primeras que las segundas, lo que confirma las ventajas relativas de la regla escogida.

El documento consta de seis secciones, incluyendo esta introducción. La segunda presenta y describe las reglas, la tercera analiza las propiedades de sus parámetros y variables, la cuarta estudia el comportamiento de las reglas a partir de un ejercicio con datos artificiales, la quinta analiza su evolución ante choques al producto y ante valores extremos de los parámetros y la última sección concluye el estudio.

II. REGLAS FISCALES CUANTITATIVAS

Las cinco reglas cuantitativas analizadas son (Kumar *et al.*, 2009, estudian cuatro de ellas):

$$\text{Regla 1 (recomendada para Colombia):}^2 \quad b_t = b^* + a_y y_t, \quad a_y > 0$$

$$\text{Regla 2:} \quad b_t = b^* + a_g (g_t - g^*), \quad a_g > 0$$

¹ Dicho Comité estuvo integrado por técnicos del Banco de la República, del Ministerio de Hacienda y Crédito Público y del Departamento Nacional de Planeación.

² La regla incluye el componente cíclico de los ingresos petroleros del gobierno como un tercer término del lado derecho de esta ecuación (ver: CTI, 2010, p. 32).

$$\text{Regla 3: } b_t = b^* + a_b(b_{t-1} - b^*) + a_y y_t, \quad 0 < a_b < 1, \quad a_y > 0$$

$$\text{Regla 4: } b_t = b^* + a_b(b_{t-1} - b^*) + a_y y_t, \quad 0 > a_b < -1, \quad a_y > 0$$

$$\text{Regla 5: } b_t = b^* + a_b(b_{t-1} - b^*) + a_g(g_t - g^*), \quad 0 < a_b < 1, \quad a_g > 0,$$

donde b es el balance fiscal,³ b^* es la meta deseada de balance fiscal para el mediano plazo, a_y es el grado de sensibilidad de la autoridad fiscal (o de su balance) con respecto a la brecha del producto, y es la brecha del producto (diferencia entre el PIB y el PIB potencial), a_b es el grado de ajuste de las desviaciones del balance fiscal de su meta de mediano plazo⁴ y a_g es el grado de sensibilidad de la autoridad fiscal (o de su balance) con respecto a la brecha de la tasa de crecimiento de la economía (diferencia entre la tasa de crecimiento del PIB y su tasa de largo plazo). Las variables b_{t-1} y b , lo mismo que el parámetro b^* , se definen en porcentajes del PIB.

En palabras, las reglas reseñadas señalan que para cualquier año t el balance fiscal deberá ser igual a la suma de la meta de mediano plazo más la corrección de la desviación en el periodo anterior (para la regla 1 este término es cero) más la corrección por el ciclo económico. Dadas las características propias de la economía colombiana, y como se aclaró anteriormente, la regla diseñada para Colombia incorporó un componente adicional que tiene en cuenta los ingresos cíclicos petroleros recibidos por el gobierno. Este componente no se incluye en ninguna de las otras reglas discutidas aquí con el propósito de mantener la generalidad de la argumentación. Es necesario anotar que si se incluyera, no cambiarían las conclusiones del documento.

III. PROPIEDADES DE LOS PARÁMETROS Y LAS VARIABLES

La literatura sobre reglas fiscales enumera cinco principios que debe cumplir una regla óptima: bien diseñada, sencilla,

³ Definirlo en términos del balance primario o total no cambia las conclusiones que se presentan más adelante, una vez descartado cualquier comportamiento Ponzi por parte del gobierno.

⁴ En la Regla 3, este parámetro actúa como un mecanismo de corrección de las desviaciones, mientras que en las reglas 4 y 5 actúa como un mecanismo de suavización y reducción de la prociclicidad (Kumar *et al.*, 2010, p. 24).

flexible, viable y transparente. Con el fin de comprender la dimensión de estos principios a la hora de escoger una regla, a continuación se destaca la naturaleza y propiedades de los parámetros (b^* , a_y , a_g , g^*) y de las variables (y , g).

El parámetro b^* es la meta de balance fiscal de mediano plazo, el cual puede ser escogido de dos maneras: exógenamente, como el balance fiscal que disminuya la deuda en el mediano plazo, o endógenamente, como el balance fiscal consistente con un nivel de deuda deseado (por ejemplo, con aquel nivel de la deuda que la haga sostenible). En los ejercicios que se analizan más adelante se utiliza la primera opción. Se advierte que si el valor escogido del parámetro es poco restrictivo, la senda de deuda puede hacerse insostenible; por el contrario, si es demasiado restrictivo, la regla puede volverse inviable.

El parámetro a_y combina dos elementos (presentes en las reglas 1, 3 y 4): en primer lugar, la respuesta de la autoridad fiscal a la brecha del producto, es decir, el grado de prociclicidad o contraciclicidad de la política fiscal y, en segundo lugar, el efecto endógeno del ciclo económico sobre el balance fiscal (el estabilizador automático). Si el valor del estabilizador automático es, por ejemplo, 0.1, existiría espacio para una política fiscal contracíclica cuando el parámetro sea mayor que 0.1, lo que permitirá que la autoridad fiscal ahorre en momentos de auge y desahorre en momentos de caída de la economía. Como se verá, entre mayor sea el valor del parámetro a_y , mayor será el espacio para la política fiscal contracíclica; sin embargo, a un costo de una mayor discreción y, posiblemente, de una mayor deuda.

Una regla fiscal basada estrictamente en el balance estructural, como es el caso de Chile, tiene ventajas (reconocidas internacionalmente), pero también inconvenientes, como es su inflexibilidad y su contraciclicidad limitada al estabilizador automático. Además, en términos prácticos, genera dificultades en su implementación, seguimiento y cumplimiento. Como es reconocido por la literatura, la eficacia de la regla estructural está fundada en la potencialidad de los estabilizadores automáticos. Estabilizadores débiles hacen que los balances fiscales se puedan desviar poco de sus niveles sostenibles cuando la economía no se encuentra en su senda de largo plazo, lo que puede resultar costoso en

términos de bienestar cuando la economía está en recesión.⁵

Además, la implementación, seguimiento y cumplimiento de una regla estructural no son fáciles por su inflexibilidad y por los márgenes de error inherentes, ya que depende de las estimaciones de la brecha del producto, de las estimaciones de las elasticidades de los ingresos tributarios y de los gastos al PIB; además del criterio, cambiante en el tiempo, sobre los ingresos y gastos que se consideran estructurales y cíclicos⁶. En el caso particular de la regla 1 (una regla de naturaleza estructural), no se necesita acudir a la estimación de dichas elasticidades o a la estimación o escogencia de otras variables para la determinación del balance fiscal objetivo, por tanto, disminuye los márgenes de error de medida del objetivo, facilita el seguimiento por parte de la autoridad y hace más transparente. Nótese, sin embargo, que la regla 1 no escapa a los márgenes de error que aún subsisten porque requiere de la estimación de la brecha del producto.

El parámetro a_g de las reglas 2 y 5 desempeña un papel similar al del parámetro a_y en las reglas 2 y 4, en cuanto a que ambos miden el grado de sensibilidad del balance fiscal con respecto al ciclo de la economía; sin embargo, hay dos diferencias cruciales entre ambos tipos de reglas.

La primera tiene que ver con la política fiscal en sí misma, ya que las dos primeras reglas definen que la autoridad reacciona directamente al crecimiento económico pero no a la brecha del producto. Esto quiere decir, desde el punto de vista de la función de reacción, que en un caso la autoridad responde a la variación de una variable y en el otro a un nivel. Esta diferencia, aparentemente de formalismo algebraico, tiene implicaciones fundamentales sobre la naturaleza de la

⁵ La meta de balance estructural chilena fue prácticamente *abandonada* en 2009 por la difícil situación económica que enfrentó la economía (la meta fiscal fue reducida a cero, después de haberla reducido a 0.5% en 2008, desde su meta original de 1% de superávit total para el gobierno nacional en el año 2000. Por otro lado, su carácter inflexible, entre otros, hizo que la meta no se cumpliera en los años 2002, 2003, 2008 y 2009. Marcel (2010) hace un excelente balance de la experiencia chilena con la regla de balance estructural.

⁶ Marcel (2010) resalta estos inconvenientes, entre otros, de la regla chilena, lo que, según él, demanda su revisión.

postura de la política, ya que, por definición, cuando se incorpora la brecha de las tasas de crecimiento, los ajustes deben hacerse relativamente más rápido que en el caso en que la regla incorpore la brecha del producto. En otras palabras, en la parte descendente (ascendente) del ciclo, la brecha de las tasas de crecimiento, la cual es equivalente a la variación de la brecha del producto, llevaría a una reacción más rápida y temprana de la autoridad que siga una regla que la incorpore, en comparación con aquella que siga una regla que añada directamente la brecha del producto. Esta propiedad de las reglas 2 y 5 podría profundizar el ciclo, por ejemplo, aumentar la caída de la economía, o retrasar la recuperación, cuando se retira el impulso fiscal más rápido de lo deseado.

La segunda diferencia tiene que ver con la operatividad, seguimiento y evaluación de las reglas, actividades que con las reglas 2 y 5 se facilitan y tienen menos margen de error porque no es necesario estimar la brecha del producto.

El parámetro g^* es la tasa de crecimiento de largo plazo de la economía, el cual podría tomarse como un valor histórico (por ejemplo, para Colombia dicho valor podría estar entre 3.7% y 4%) o como la tasa de crecimiento del PIB potencial (en este caso, habría que estimar esta variable). Nótese que si se escoge un valor no conservador para el crecimiento de largo plazo de la economía, podría llevar a que el balance fiscal b se aleje de manera sistemática de su meta b^* , tornando la deuda insostenible.

El parámetro a_b actúa como un parámetro de suavización en las reglas 4 y 5 y de corrección en la regla 3. Si a_b es cercano a cero, las reglas 3 a 5 señalan que la política fiscal reacciona únicamente a las desviaciones del producto, de tal manera que no se permite desviación fiscal alguna de su meta de mediano plazo. Adicionalmente, si se supone que a_y o a_g son iguales a cero, todas las reglas indican que la autoridad reacciona únicamente al cumplimiento estricto de su meta; en otras palabras, que por ningún motivo podría existir desviación alguna del balance fiscal de su meta b^* (similar al caso chileno donde b^* se define como el balance fiscal estructural). Ahora, si a_b es cercano a 1, menor será el ajuste requerido (o menor será la reacción de la autoridad) a desviaciones de su meta de mediano plazo, es decir, mayor será el tiempo requerido para una corrección de los desajustes, con lo cual se

aumenta el riesgo fiscal. El complemento del valor del parámetro (es decir, $1-a_b$) indica el valor en que se aumentará (disminuirá) el balance fiscal en el periodo corriente para cumplir la regla. Por ejemplo, si el balance fiscal del periodo anterior se hubiera ubicado por encima de la meta de mediano plazo –en otras palabras, que se hubiera generado un mayor superávit (menor déficit)–, $1-a_b$ indicaría el valor en que se debe aumentar el ahorro público en el periodo corriente.

La variable y es la brecha del producto, que, como se sabe, es una variable no observable que necesita ser estimada y, por tanto, sujeta a un margen de error. Para los propósitos de este documento no es necesario indagar sobre las múltiples metodologías que existen para su cálculo ni tampoco estimarla, ya que para los ejercicios se utiliza un cálculo artificial, que para nada cambia las conclusiones.

La variable g es la tasa de crecimiento real de la economía en el periodo corriente. En el caso colombiano, g sería simplemente el dato de crecimiento real del PIB reportado por el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas para un año determinado.

IV. SIMULACIONES

Con el fin de comparar las reglas 1 a 5 se creó un escenario macroeconómico y fiscal artificial, es decir, que no corresponde a ninguna economía en particular, y se evaluó su comportamiento frente a diferentes choques sobre el crecimiento de la economía y frente a cambios en los parámetros. Debe aclararse que las simulaciones son de equilibrio parcial y, por tanto, las conclusiones tendrán dicho alcance. Un análisis completo debería hacerse en el marco de un modelo de equilibrio general, que evalúe los efectos de otras variables macroeconómicas (como las tasas de interés y de cambio), así como el impacto de la política fiscal sobre las demás variables, la demanda agregada o sobre diferentes expectativas de los agentes, tarea que no está al alcance del objetivo del presente documento. Se supone que la regla comienza a aplicarse a partir del año t .

1. Sin cambios en los parámetros

a) Valores de los parámetros

- $b^* = -2\%$ del PIB.
- $a_y = 0.3$, valor que supone implícitamente un estabilizador automático para la economía igual a 0.1 y un espacio para la política fiscal contracíclica de 0.2. Valores alrededor de 0.3 han sido utilizados internacionalmente en reglas similares a las analizadas aquí.
- $a_g = 0.3$, valores alrededor de este número han sido utilizados internacionalmente en reglas similares a las analizadas aquí.⁷
- $a_b = 0.5$, significa que la mitad del desajuste del año anterior debe corregirse en el año corriente, es decir, un desajuste tiene dos años para corregirse.
- $g^* = 5\%$.

b) Valores de las variables

- Valor inicial del balance fiscal = -5% del PIB.
- Saldo inicial de la deuda pública = 40% del PIB.
- Valor inicial del PIB real = 100.
- Valor inicial del PIB potencial = 100.
- Las tasas de crecimiento de la economía (cuadro 1): se evaluaron tres escenarios, que surgen como desviaciones del escenario *Base: i) choque fuerte*, en donde la economía cae de manera brusca y luego crece a tasas por encima de la tasa de crecimiento de largo plazo (se supone que es equivalente a la tasa de crecimiento del PIB potencial). Posteriormente la economía crece a su tasa de largo plazo. *ii) Crecimiento bajo*: la economía crece con lentitud por cerca de

⁷ El 11 de mayo del 2010 Turquía anunció su regla fiscal. La formulación fue la siguiente: $\Delta d_t = -(1-a_d)(d_{t-1} - d^*) - a_g(g_t - g^*)$, donde d es el déficit fiscal ($1-a_d=0,33$ y $a_g=0,33$). Con un poco de algebra se puede mostrar que: $d_t = d^* + a_d(d_{t-1} - d^*) - a_g(g_t - g^*)$. Ahora, como $d = -b$ (el déficit fiscal es el negativo del balance fiscal), se puede demostrar que la regla de Turquía es exactamente la regla 5, con $a_b = 0,67$ y $a_g = 0,33$.

cinco periodos y luego se recupera. *iii) Auge y caída:* la economía crece a tasas por encima de las de largo plazo, luego cae bruscamente, luego se recupera y al final converge a su tasa de largo plazo.

— Las brechas del producto calculadas son las señaladas en el cuadro 2.

CUADRO 1. TASAS DE CRECIMIENTO DE LA ECONOMÍA

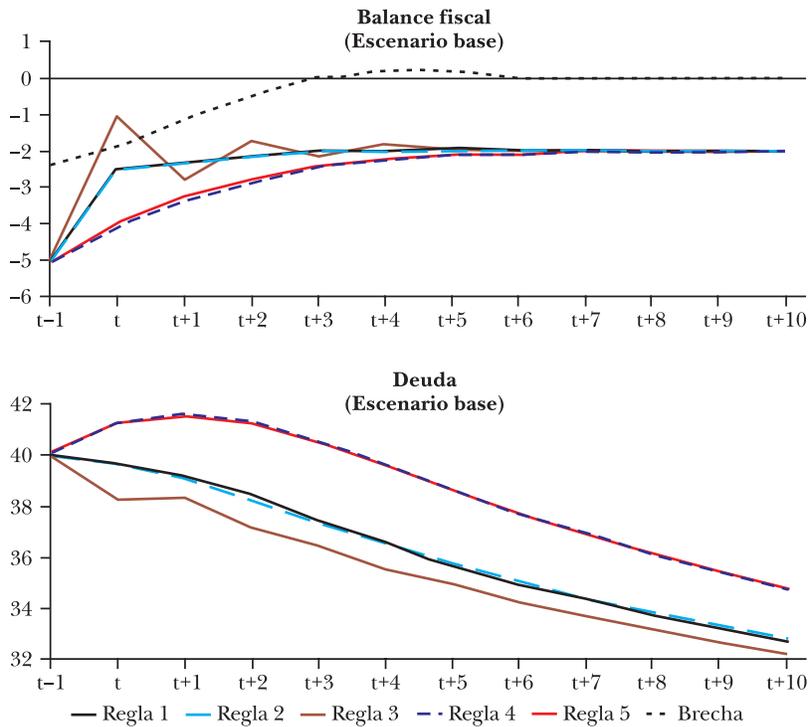
<i>Año</i>	<i>Base</i>	<i>Choque fuerte</i>	<i>Crecimiento bajo</i>	<i>Auge y caída</i>
t-1	2.5	2.5	2.5	2.5
t	3.5	3.5	3.5	3.5
t+1	4.0	-2.0	2.0	8.0
t+2	4.5	3.5	3.0	8.0
t+3	5.0	6.5	3.5	4.0
t+4	5.0	7.5	6.5	3.0
t+5	5.0	7.0	7.5	0.0
t+6	5.0	6.5	6.3	3.0
t+7	5.0	4.8	4.8	7.0
t+8	5.0	5.0	5.0	5.8
t+9	5.0	5.0	5.0	5.0
t+10	5.0	5.0	5.0	5.0

CUADRO 2. BRECHAS DEL PRODUCTO

<i>Año</i>	<i>Base</i>	<i>Choque fuerte</i>	<i>Crecimiento bajo</i>	<i>Auge y caída</i>
t-1	-2.4	-2.4	-2.4	-2.4
t	-1.9	-1.9	-1.9	-1.9
t+1	-1.1	-6.8	-3.0	2.7
t+2	-0.5	-7.1	-3.8	6.8
t+3	0.0	-5.3	-4.7	6.3
t+4	0.2	-2.9	-3.2	4.5
t+5	0.2	-1.0	-0.9	-0.5
t+6	0.0	0.2	0.2	-2.6
t+7	0.0	0.0	0.0	-0.7
t+8	0.0	0.0	0.0	0.0
t+9	0.0	0.0	0.0	0.0
t+10	0.0	0.0	0.0	0.0

El primer resultado de las simulaciones muestra que, por construcción, las reglas 1 y 2 demandan un ajuste fiscal inicial fuerte (de alrededor de 2.5% del PIB en el momento *t*), mientras que la regla 3 va más allá y exige un sobreajuste de 1% del PIB (gráfica I). A partir del segundo periodo las reglas 1 y 2 prosiguen una senda de ajuste gradual hacia la meta, mientras que la regla 3 permite una expansión en el segundo periodo y

GRÁFICA I. EVOLUCIÓN DEL BALANCE FISCAL Y LA DEUDA DE ACUERDO CON LAS REGLAS 1 A 5 (porcentaje del PIB)



se ajusta de forma sucesiva siguiendo una senda en forma serrada (tipo *serrucho*). Por otro lado, las reglas 4 y 5 permiten un ajuste lento y gradual desde el comienzo. Desde el punto de vista de la postura de política, las reglas 1 a 3, y en especial la 3, se comportan procíclicamente, si se tiene en cuenta que la economía presenta una brecha negativa en el periodo t .⁸ En contraposición, las reglas 4 y 5 son menos procíclicas, ya que acompañan más cercanamente a la brecha del producto, es decir, permiten un ajuste mucho menor en un momento crítico para la economía.

Antes de continuar es necesario señalar los beneficios y

⁸ Las reglas presentadas aquí, en particular las 1, 3 y 4, permiten evaluar directamente la postura de la política fiscal porque descuentan el efecto del ciclo económico sobre el balance fiscal. Comúnmente, y de manera imprecisa, se evalúa la postura de la política a partir del comportamiento observado del balance fiscal y del PIB.

costos del mecanismo de corrección de las reglas 3, 4 y 5 (segundo término del lado derecho de las tres formulaciones).

En la regla 3 actúa, como se anotó, como un término de corrección de las desviaciones pasadas, porque es precedido por un signo negativo, por lo que se denominó tipo *serrucho* (parte izquierda de la gráfica I). Esta propiedad permite que cada vez que el término en paréntesis es positivo, es decir, que se sobrecumpla la meta de mediano plazo, la regla se flexibiliza en el periodo corriente (el balance requerido por la regla se ubica por debajo de la meta). Por el contrario, si se incumple la meta, es decir, si el término en paréntesis es negativo, la regla requiere un sobreajuste (el balance requerido por la regla se ubica por encima de la meta). Esta propiedad, deseable porque la regla incorpora en sí misma los incentivos correctos para la autoridad, crea un problema de eficiencia y volatilidad en la política fiscal que podría afectar negativamente la economía.

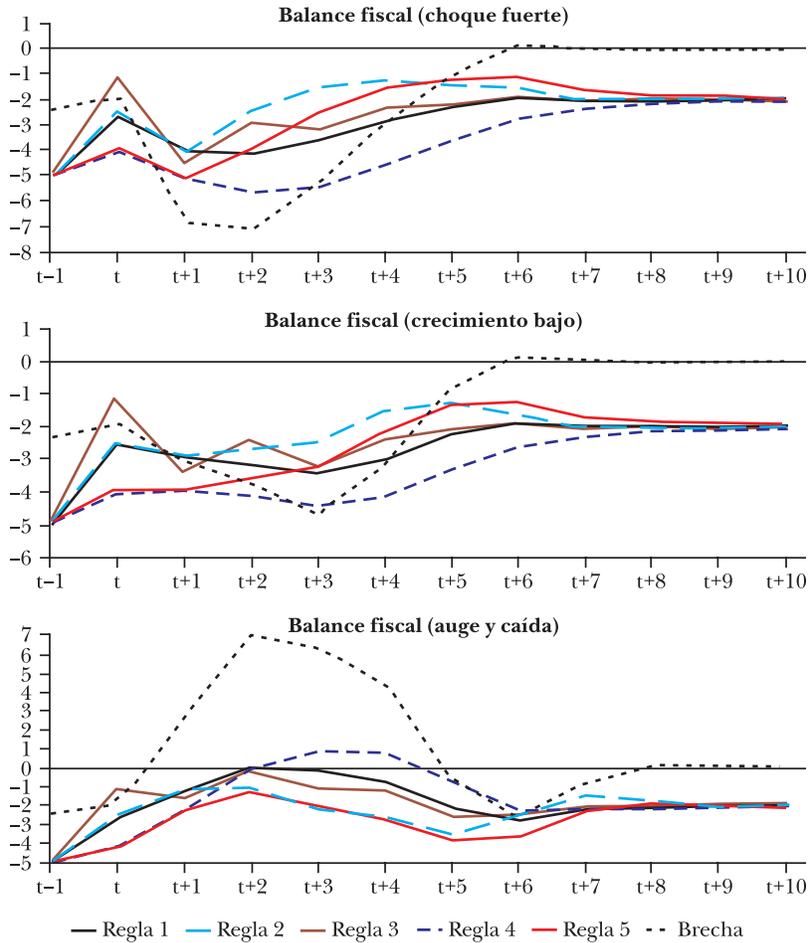
Por el contrario, en las reglas 4 y 5 el término actúa como un mecanismo de suavización de las desviaciones y de reducción de la posible prociclicidad que podría crear el tercer término. Estas propiedades, y contrario al caso de la regla 3, podrían generar incentivos incorrectos, ya que la autoridad podría incumplir la meta de mediano plazo periódicamente, sin incumplir la regla, y rezagar la convergencia. El costo de este comportamiento se refleja en una mayor deuda (parte derecha de la gráfica I), que, dependiendo del tamaño y duración de las desviaciones, podría generar un problema de liquidez e insolvencia fiscal.

El segundo resultado importante de las simulaciones muestra que todas las reglas garantizan una deuda decreciente. En el escenario base las reglas 1 a 3 disminuyen la deuda en ocho puntos del PIB en el mediano plazo, mientras que las reglas 4 y 5 lo hacen en cinco puntos. Esto muestra claramente el *tradeoff* entre el ajuste inicial requerido por cada una de las reglas y la evolución de la deuda: fuerte con las primeras tres y suave con las dos últimas.

El comportamiento de las reglas ante choques a la economía permite evaluar de manera precisa sus ventajas relativas, pero también sus limitaciones.

El primer escenario estudiado es un choque fuerte a la economía (parte superior de la gráfica II). Claramente, la regla 4

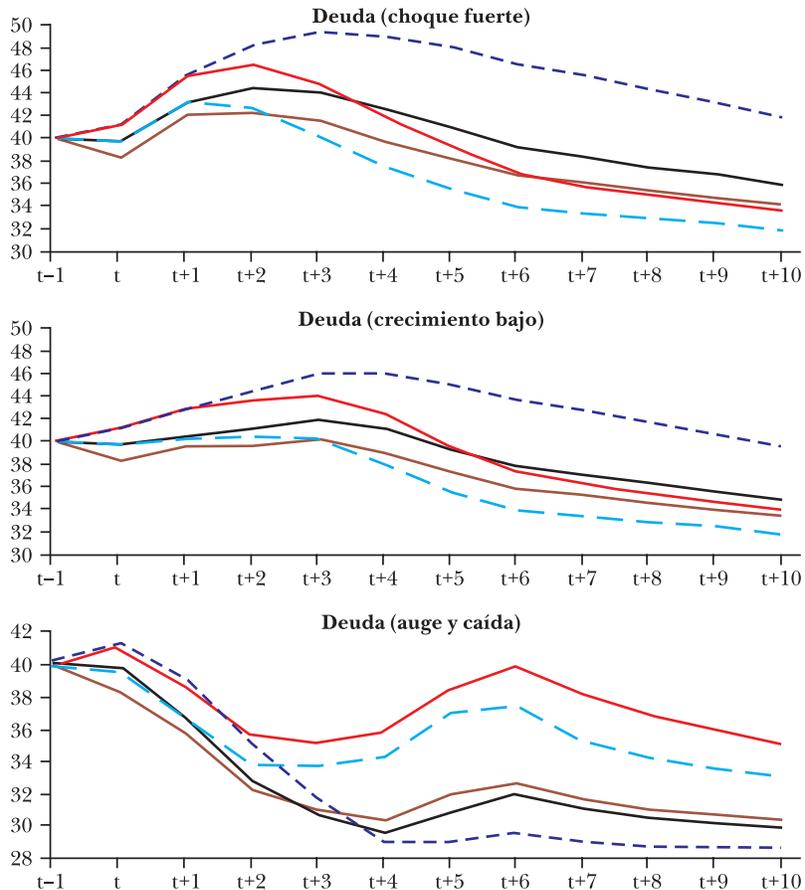
GRÁFICA II. EVOLUCIÓN DEL BALANCE FISCAL CON CHOQUES AL PIB



FUENTE: Cálculos propios.

domina por su comportamiento contracíclico, pero lo hace a un costo de mayor deuda, que inclusive la lleva a que sea mayor en el mediano plazo que su nivel inicial. Las reglas 2, 3 y 5 son contracíclicas en el primer periodo, pero luego se vuelven procíclicas. Las reglas 2 y 5 requieren un ajuste fuerte a partir del segundo periodo, a pesar de que la economía enfrenta una profunda recesión. Esto corrobora el problema discutido con las reglas que dependen de la brecha de las tasas de crecimiento en lugar de la brecha del producto. Por su lado, la regla 3 es menos procíclica; sin embargo, dada su

(porcentaje del PIB)



construcción, es volátil (como ya se discutió). La ventaja con las reglas 2, 3 y 5 es que la deuda es relativamente menor en el mediano plazo. La regla 1 se ubica entre la regla 4 y las reglas 2, 3 y 5, ya que tiene la ventaja de que guarda su propiedad contracíclica y, de todas maneras, disminuye de manera significativa la deuda en el mediano plazo.

El escenario de bajo crecimiento corrobora las conclusiones anteriores (parte intermedia de la gráfica II). Las regla 4 es la más contracíclica, pero aumenta la deuda. Las reglas 2, 3 y 5 se vuelven procíclicas tempranamente aunque disminuyan la deuda, y la regla 1 es contracíclica y disminuye la deuda. El

escenario de auge y caída muestra un comportamiento diferente de las reglas, ya que todas se comportan contracíclicamente, aunque con grados diferentes. Se destaca el comportamiento de la regla 1, la cual es relativamente más contracíclica y su respectiva deuda es de las que más disminuye.

2. Cambios en los parámetros

Los ejercicios consistieron en repetir los escenarios anteriores cambiando los valores de los parámetros, uno a uno y de manera independiente, con el fin de analizar el comportamiento de las reglas.

El primer ejercicio supone dos valores extremos para el parámetro que acompaña la brecha del PIB en las reglas 1, 3 y 4. Con $a_y = 0.01$ no hay espacio para la política fiscal contracíclica, como tampoco para la actuación de los estabilizadores automáticos (gráfica III). Estrictamente, el supuesto significa que en cada periodo la autoridad debe cumplir su meta de mediano plazo (regla 1), o su meta más la desviación del periodo anterior (reglas 3 y 4). La implicación es que la política fiscal se vuelve más procíclica en un momento no deseado, lo que seguramente las vuelva inviables; no obstante, las sendas de la deuda son decrecientes. Este resultado se mantiene con todos los choques.

Con $a_y = 1$ la autoridad fiscal goza de una casi completa discrecionalidad para el manejo fiscal (gráfica IV). Como lo muestran las sendas de las reglas ante los diferentes choques, el costo es la indisciplina fiscal y niveles de deuda insostenibles (la senda de los balances fiscales y de la deuda se ubican por fuera de la escala de las gráficas, pero se mantiene el tamaño de los ejes para facilitar la comparación con los resultados anteriores).

El segundo ejercicio supone dos valores extremos para el parámetro a_b en las reglas 3 a 5. Con $a_b = 0.01$, menor la desviación permitida de la meta de mediano plazo será y las sendas de la reglas son determinadas por el componente cíclico (gráfica V). En este caso, las reglas convergen prácticamente a una única regla (escenario base). Cuando se producen los diferentes choques a la economía, la regla 5 se separa de las otras dos, dado el componente que depende de la brecha de las tasas de crecimiento. Las reglas 3 y 4 permanecen juntas y

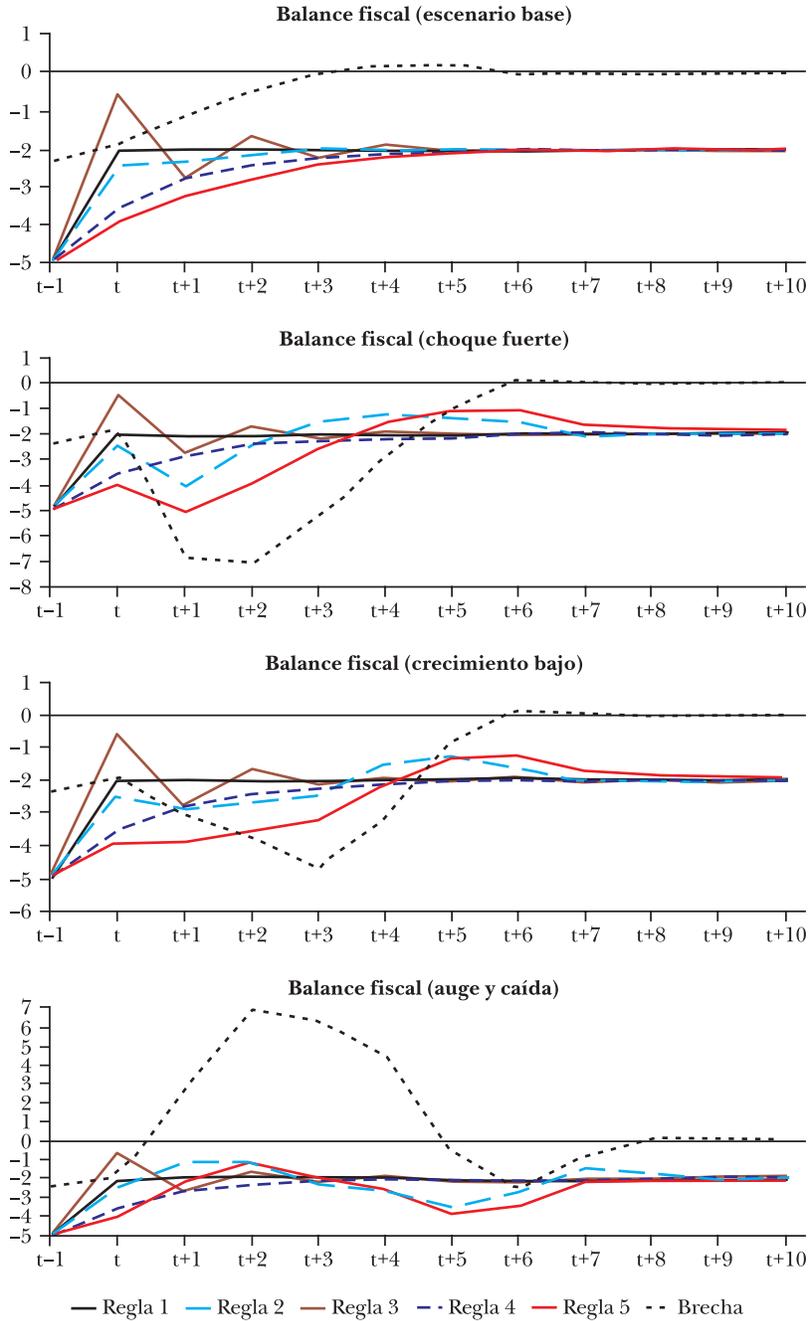
su evolución hacia la meta de mediano plazo está determinada por la senda de la brecha del producto. Las sendas de la deuda son decrecientes en todos los casos.

Con $a_b = 0.99$ se incorpora casi la totalidad de la desviación de cada año en las reglas 3 a 5, es decir, que para cada periodo dichas reglas exigen sólo una corrección de 0.01% de la desviación de la meta en el año anterior (gráfica VI). La regla 3 se vuelve extremadamente volátil y, por tanto, inviable, a pesar de cumplir lo deseado en términos del saldo de la deuda. Las reglas 4 y 5 se vuelven inoperantes y la deuda explosiva en todos los escenarios, excepto en el escenario de auge y caída, donde la deuda se vuelve insostenible con la regla 4, pero fuertemente decreciente con la regla 5 por el ajuste requerido por la brecha del producto.

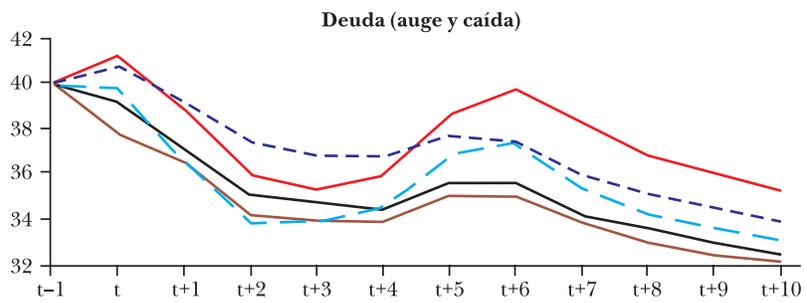
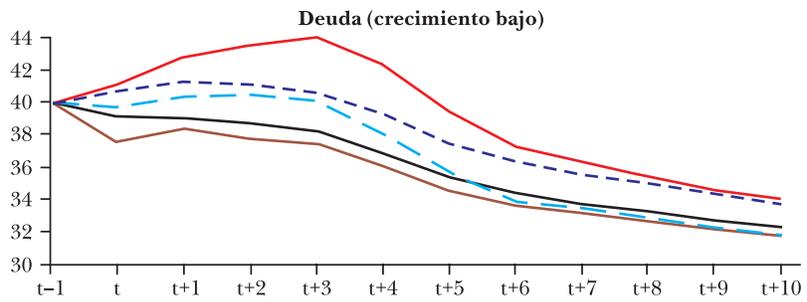
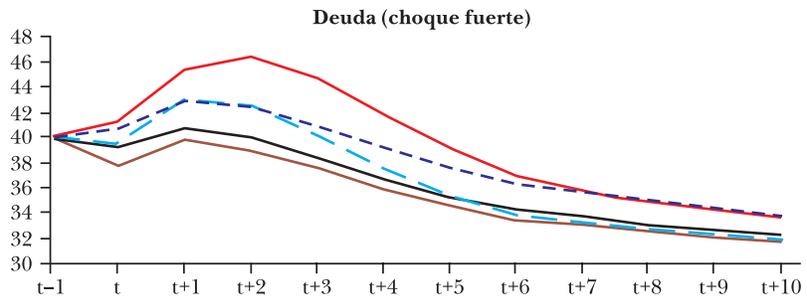
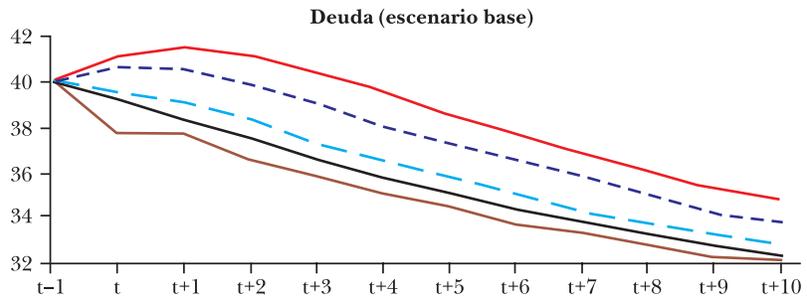
El tercer ejercicio supone dos valores extremos para el parámetro a_g en las reglas 2 y 4. Con $a_g = 0.01$ la corrección por el ciclo en estas dos reglas se vuelve irrelevante (gráfica VII). La regla 2 se vuelve en extremo restrictiva y requiere un ajuste completo e inmediato en todos los escenarios. La regla 2 se vuelve más procíclica en todos los escenarios, excepto en el último, en donde se comporta menos contracíclicamente. Las sendas respectivas de la deuda son decrecientes en todos los casos. Con $a_g = 1$ el ciclo económico gana de nuevo importancia y las dos reglas ganan contracíclicidad, en algunos escenarios extrema, como lo muestra la evolución del balance y la deuda, lo que podría generar inconvenientes para las finanzas públicas (gráfica VIII).

El ejercicio final analiza el comportamiento de las reglas suponiendo que la meta de balance fiscal de mediano plazo se hace más exigente (antes $b^* = -2$, ahora $b^* = 0$). En este caso, sólo cambia el nivel de la senda de cada una de las reglas, no así sus pendientes. Como se espera, los balances fiscales requeridos por las reglas se vuelven mucho más exigentes, por lo que las respectivas deudas caen de manera rápida y en un nivel mayor (gráfica IX). A pesar de lo deseable de un escenario de este tipo, desde el punto de vista del saneamiento fiscal y sostenibilidad de la deuda, resultaría costoso en términos macroeconómicos y probablemente sería inviable.

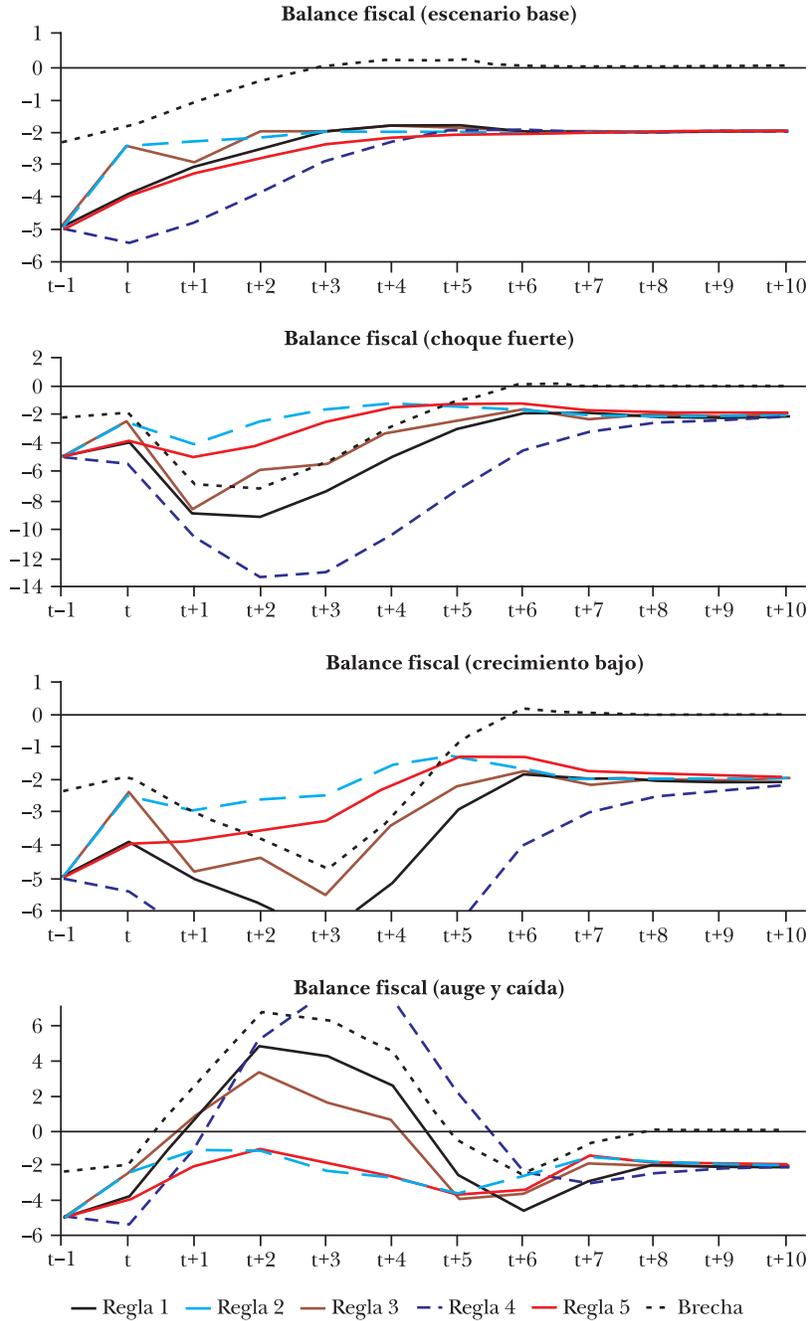
GRÁFICA III. EVOLUCIÓN DEL BALANCE FISCAL CON $\alpha_f = 0.01$ (porcentaje del PIB)



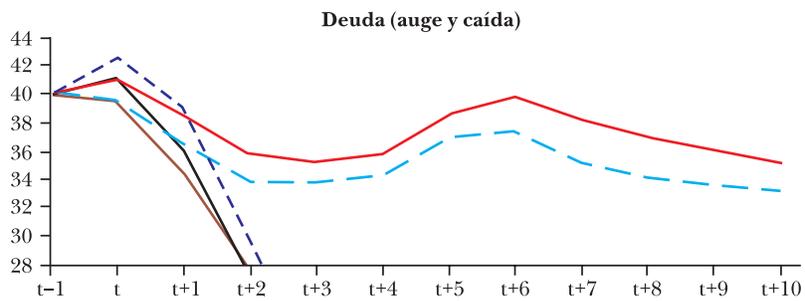
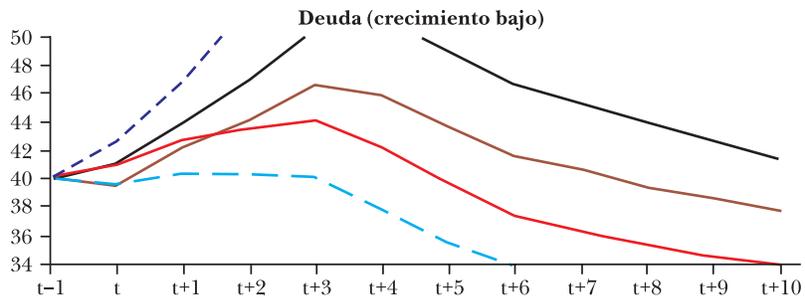
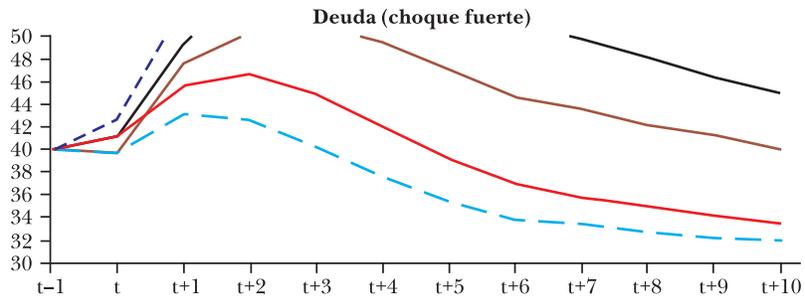
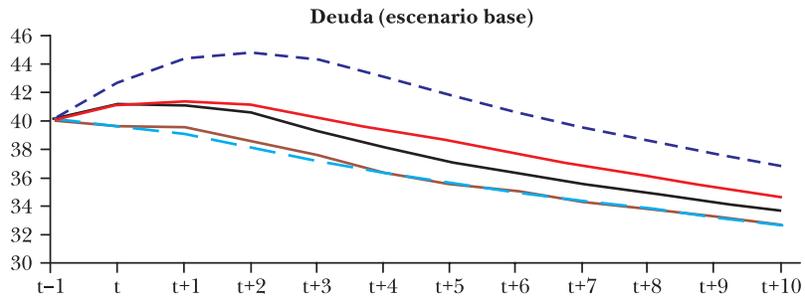
FUENTE: Cálculos propios.



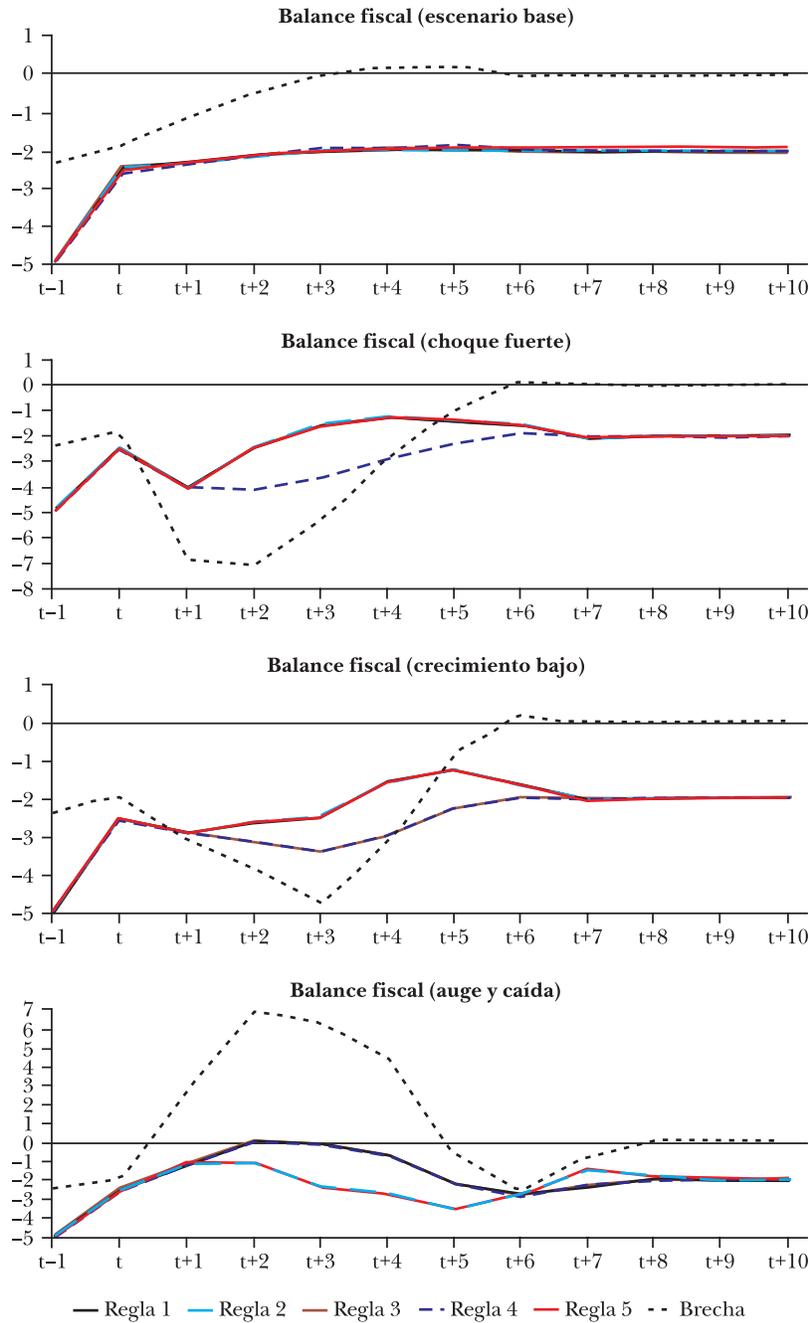
GRÁFICA IV. EVOLUCIÓN DEL BALANCE FISCAL CON $a_f = 1$ (porcentaje del PIB)



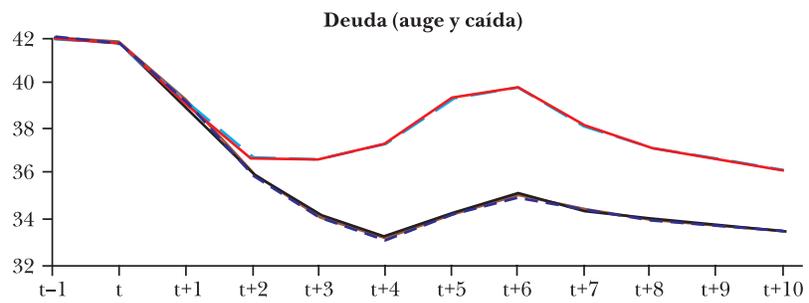
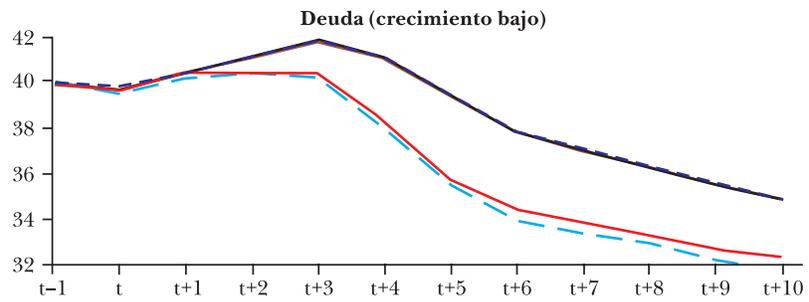
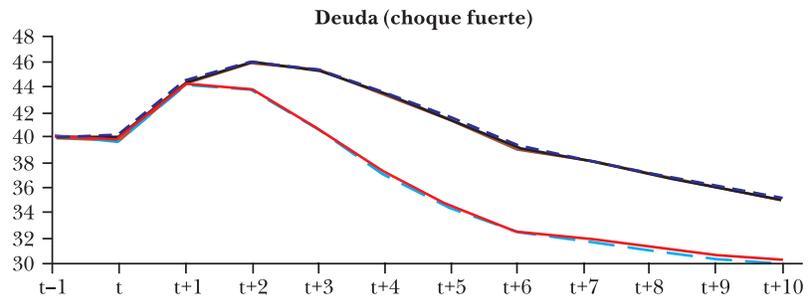
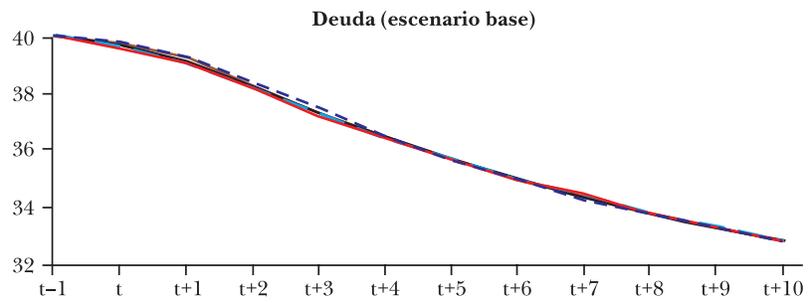
FUENTE: Cálculos propios.



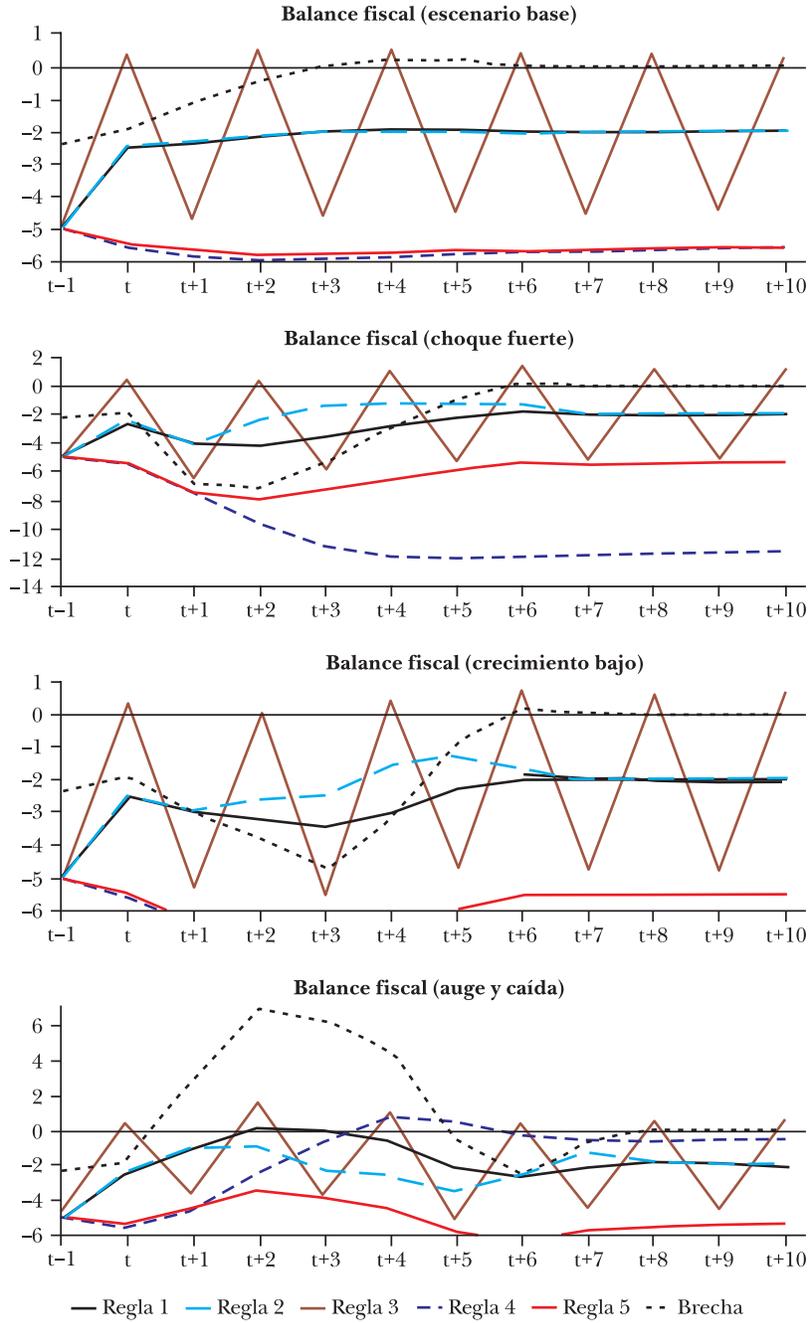
GRÁFICA V. EVOLUCIÓN DEL BALANCE FISCAL CON $a_6 = 0.01$ (porcentaje del PIB)



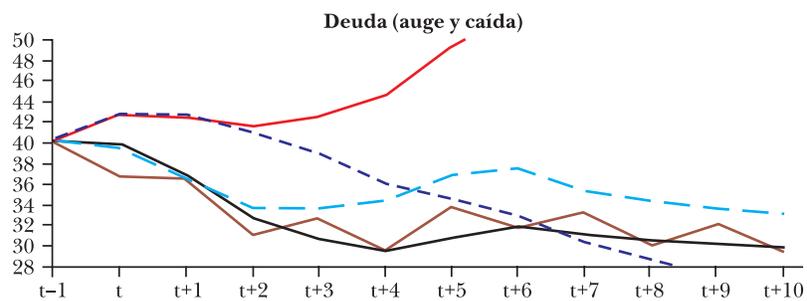
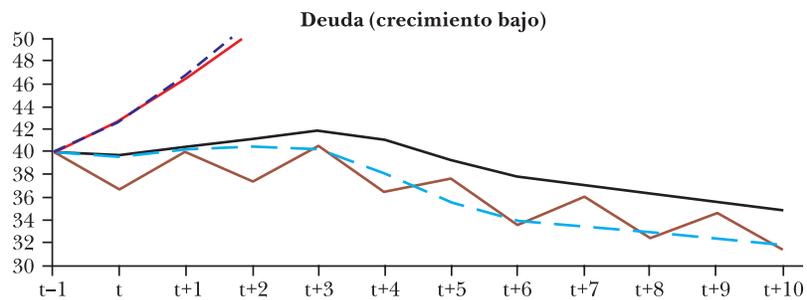
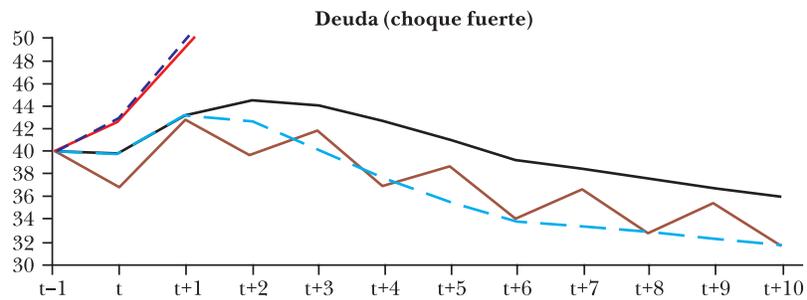
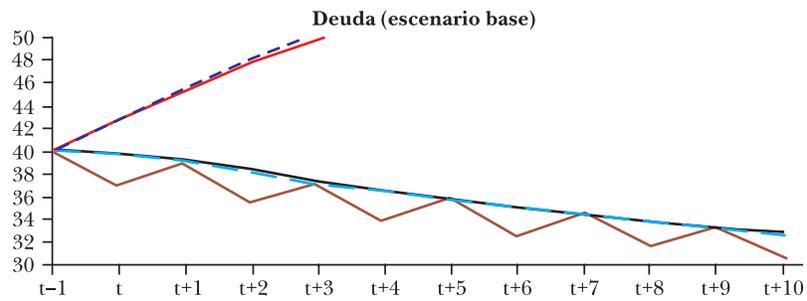
FUENTE: Cálculos propios.



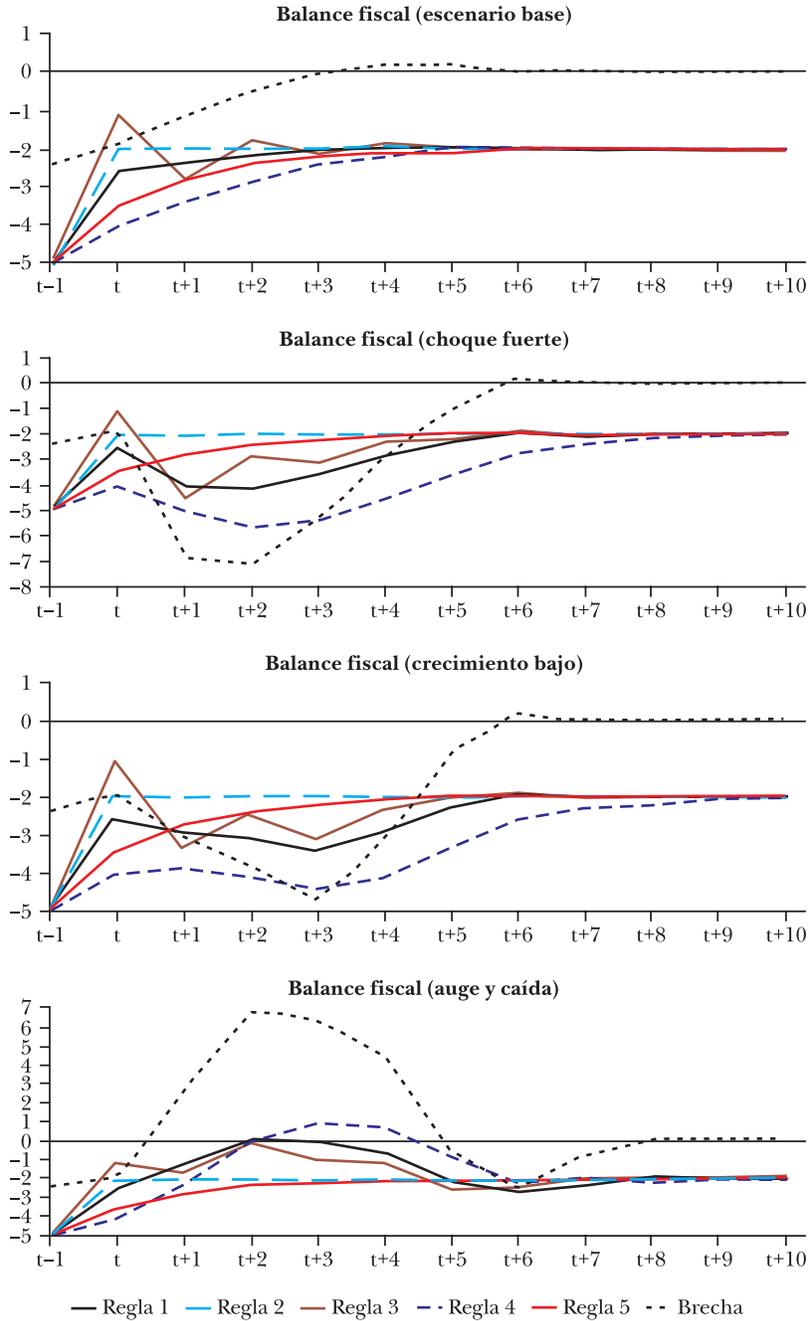
GRÁFICA VI. EVOLUCIÓN DEL BALANCE FISCAL CON $a_b = 0.99$ (porcentaje del PIB)



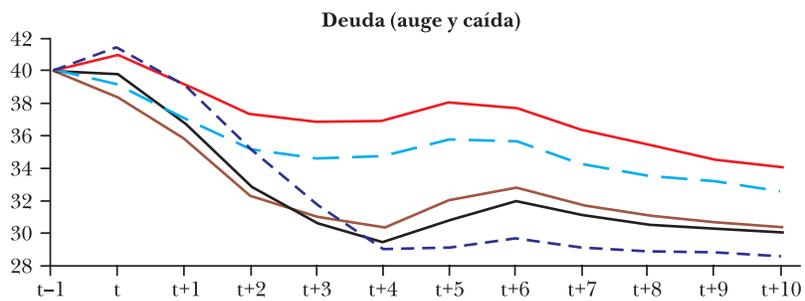
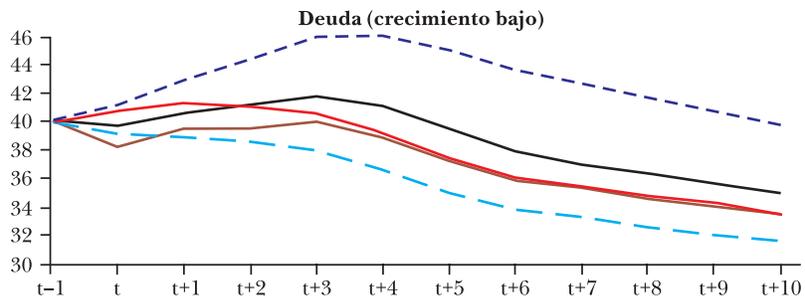
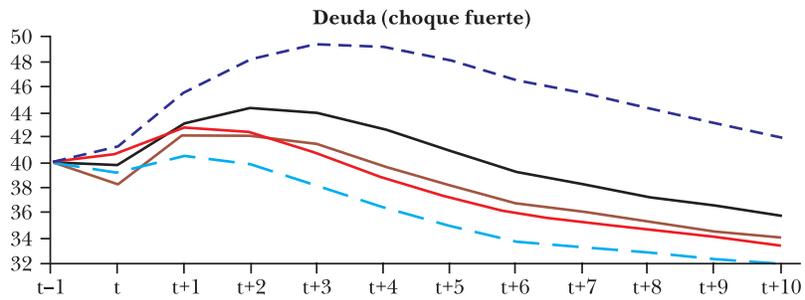
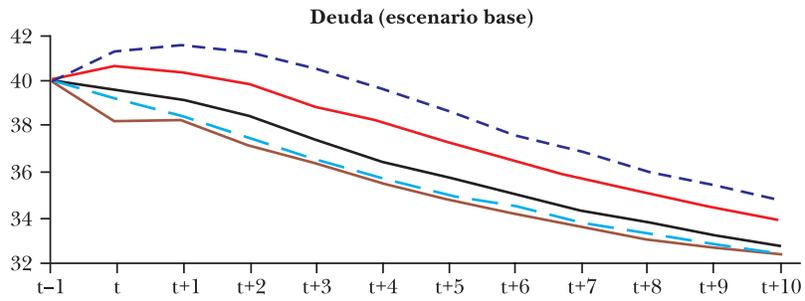
FUENTE: Cálculos propios.



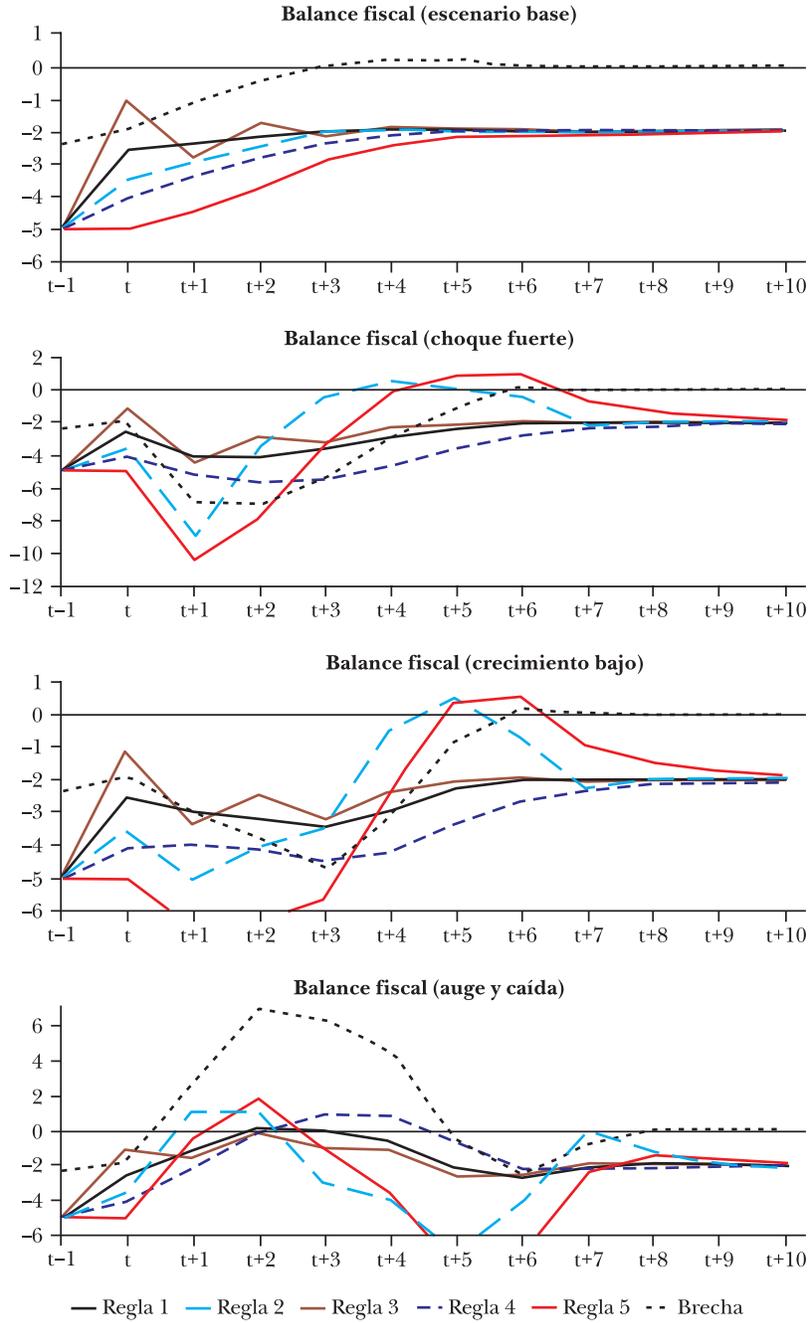
GRÁFICA VII. EVOLUCIÓN DEL BALANCE FISCAL CON $a_g = 0.01$ (porcentaje del PIB)



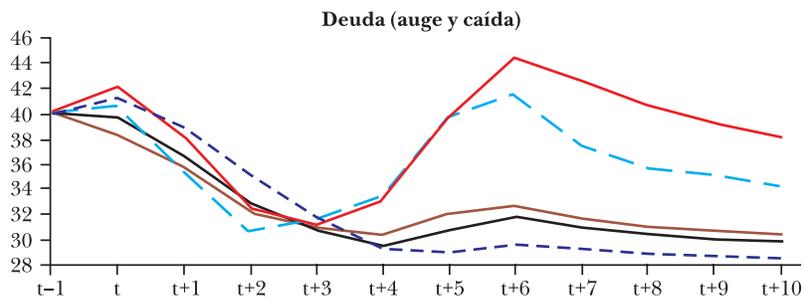
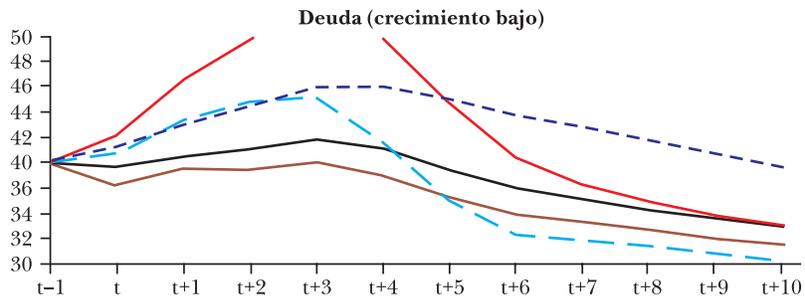
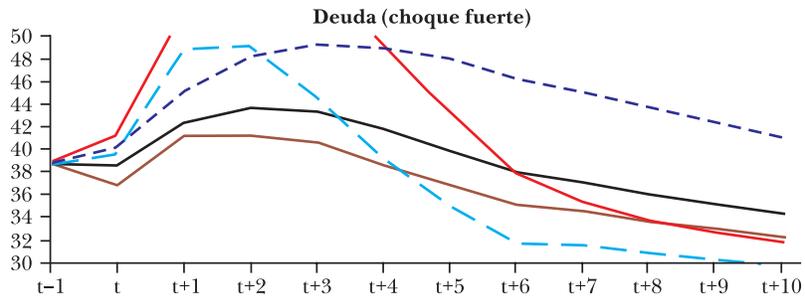
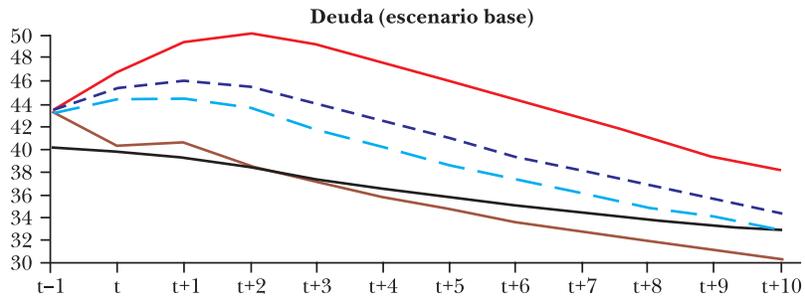
FUENTE: Cálculos propios.



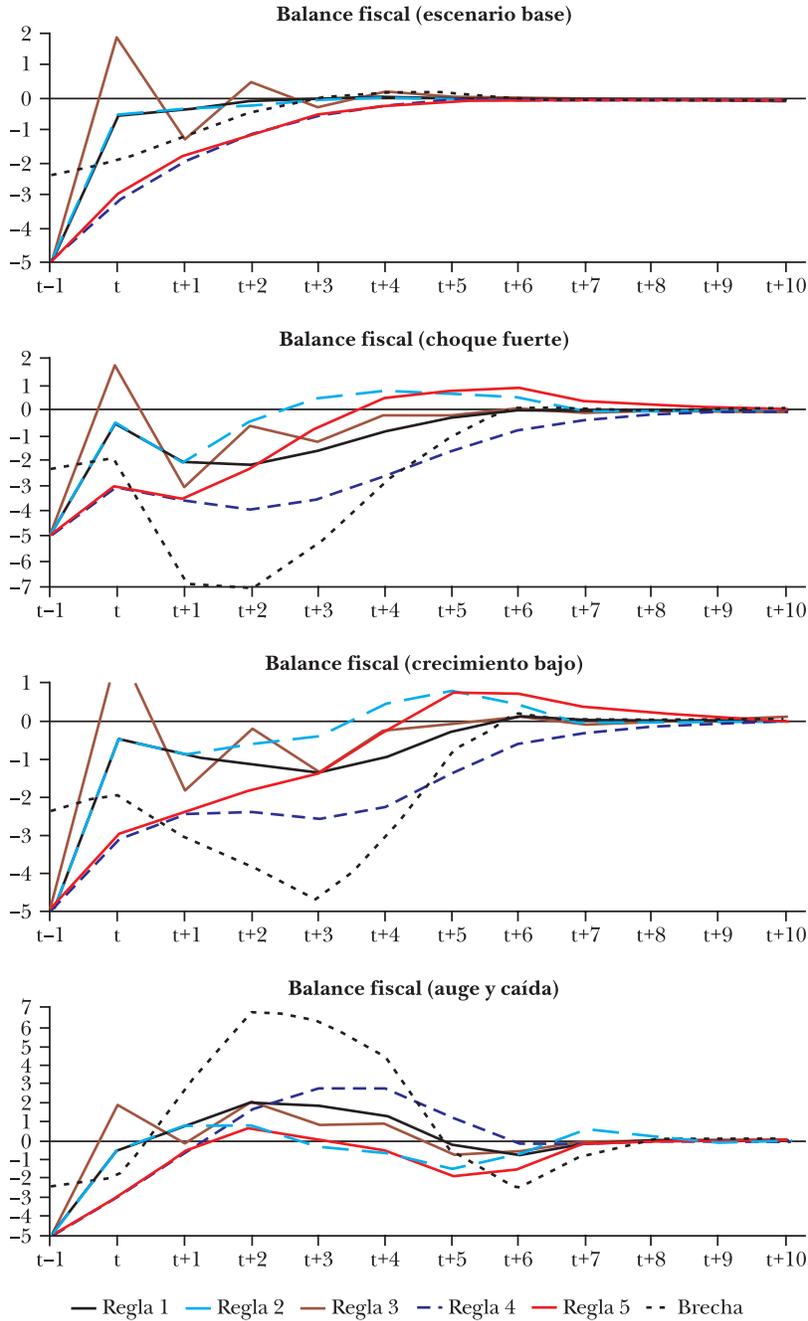
GRÁFICA VIII. EVOLUCIÓN DEL BALANCE FISCAL CON $a_k=1$ (porcentaje del PIB)



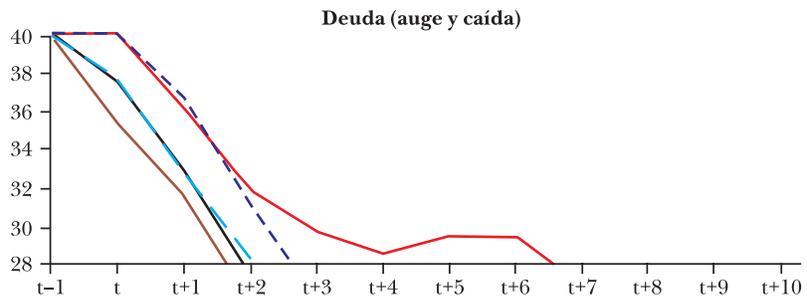
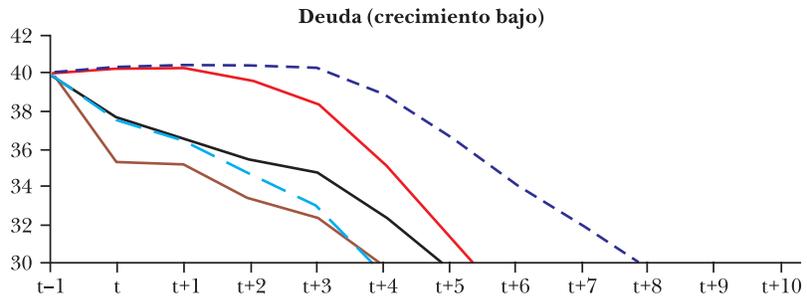
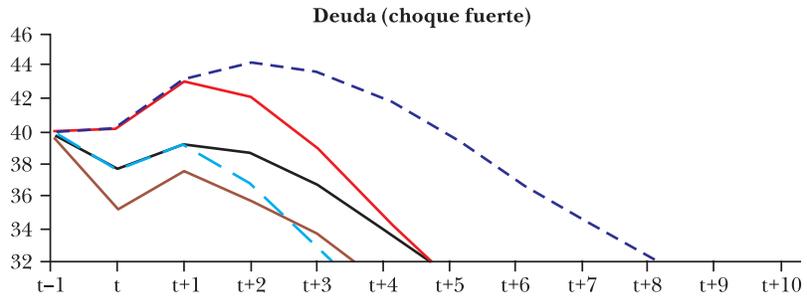
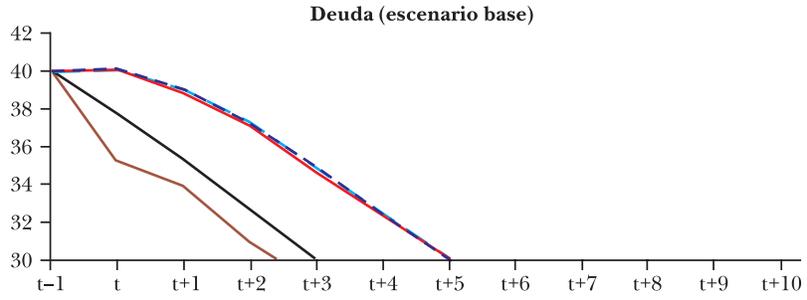
FUENTE: Cálculos propios.



GRÁFICA IX. EVOLUCIÓN DEL BALANCE FISCAL CON $b^e = 0$ (porcentaje del PIB)



FUENTE: Cálculos propios.



V. CONCLUSIONES

La evidencia internacional muestra que cada vez más países emplean reglas fiscales como un mecanismo para consolidar y blindar procesos de ajuste fiscal, realizar política contracíclica y garantizar la sostenibilidad de sus deudas públicas en el mediano plazo.

El documento realizó un análisis comparativo de la regla fiscal diseñada para Colombia por el Comité Técnico Interinstitucional con cuatro reglas fiscales cuantitativas alternativas.

Las cinco reglas analizadas tienen fortalezas, pero también debilidades; sin embargo, y de acuerdo con los resultados de los distintos ejercicios, la regla 1 resulta ser, relativamente, la más adecuada en términos de los cinco principios señalados.

La regla 1 presenta un buen diseño y es sencilla, ya que relaciona en forma directa el objetivo con los instrumentos, controla de la misma forma los efectos del ciclo económico, lo que la hace estructural en naturaleza, y permite asegurar niveles menores de deuda pública en el mediano plazo. Es flexible porque permite un espacio para la política fiscal contracíclica y admite que la política fiscal responda a choques anticipados y no anticipados a la economía. Es viable en el sentido de que no exige ajustes bruscos entre un periodo y otro, a pesar de que sí exige un ajuste fuerte en el periodo inicial de aplicación de la regla, que podría hacerla inviable si dicho desbalance es considerable (en el caso particular de Colombia, la regla diseñada enfrentó esta dificultad por lo que se estableció un periodo de transición). Es transparente porque depende de parámetros y valores de las variables conocidos *ex ante* y *ex post*, lo que facilita el seguimiento por parte del público.

REFERENCIAS

- Comisión Independiente de Gasto Público* (2007), Bogotá, D. C., junio.
- Comité Técnico Interinstitucional (2010), *Regla Fiscal para Colombia*, Bogotá, D. C., 7 de julio del 2010.

- FMI (2010), “Navigating the Fiscal Challenges Ahead”, *Fiscal Monitor*, 14 de mayo.
- Kumar, M., E. Baldacci y A. Schaechter (2009), *Fiscal rules – anchoring expectations for sustainable public finances*, FMI, noviembre (SM/09/274).
- Lozano, I., H. Rincón, M. Sarmiento y J. Ramos (2008), “Regla fiscal cuantitativa para consolidar y blindar las finanzas públicas de Colombia”, *Revista de Economía Institucional*, Universidad Externado de Colombia, vol. 10, n° 19, julio-diciembre, pp. 311-52.
- Marcel, Mario (2010), *La regla de balance estructural en Chile diez años, diez lecciones*, BID, mayo.
- Perry, G. (2008), “Fiscal Rules and Procyclicality”, en G. Perry, L. Servén y S. Suescún (eds.), *Fiscal Policy, Stabilization, and Growth*, Banco Mundial.

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 Raiffeisenverband e.V. (Confederación Alemana de Cooperativas)
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org