

# monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXVI, NÚMERO 2, ABRIL-JUNIO

2003

# CEMLA

## ASAMBLEA

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

JUNTA DE GOBIERNO, 2003-2005

**Presidente:** Banco Central de Brasil  
□ **Miembros:** Banco Central de la República Argentina □ Banco Central de Barbados □ Banco de la República (Colombia) □ Banco de Guatemala □ Banco de México (permanente) □ Banco Central de Venezuela.

AUDITORÍA EXTERNA

Banco de México

## PERSONAL DIRECTIVO

**Director general:** Kenneth Coates □  
**Subdirector general:** Carlos-Alberto R. Queiroz □ *Directora de Capacitación:* Jimena Carretero Gordon □ *Director de Estudios (a. i.):* Fernando Sánchez Cuadros □ *Director de Relaciones internacionales:* Juan-Manuel Rodríguez Sierra □ *Director de Administración:* Carlos Pinedo Rodríguez.

# monetaria

VOLUMEN XXVI, NÚMERO 2, ABRIL-JUNIO DE 2003

Jeannine Bailliu  
Daniel Garcés Díaz  
Mark Kruger  
Miguel Messmacher

**129** Explicación y predicción de la inflación en  
mercados emergentes: el caso de México

Jesús Ferreyra Gugliermino  
Rafael Herrada Vargas

**167** Tipo de cambio real y sus fundamentos: es-  
timación del desalineamiento

William T. Gavin

**207** Pronósticos del Comité Federal de Mercado  
Abierto: ¿Está toda la información dentro de  
la tendencia central?

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

*Jeannine Bailliu*  
*Daniel Garcés Díaz*  
*Mark Kruger*  
*Miguel Messmacher*

# Explicación y predicción de la inflación en mercados emergentes: el caso de México

## I. INTRODUCCIÓN

En años recientes, muchos países en vías de desarrollo han experimentado reducciones dramáticas en sus niveles de inflación como resultado de factores externos relativamente benignos y la adopción de políticas domésticas responsables. En algunos países, la desinflación se logró con la adopción de un régimen de tipo de cambio controlado. Mientras que este régimen monetario típicamente se traduce en precios domésticos más estables, a menudo ha conllevado problemas de balanza de pagos.

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, la versión en español del trabajo de los investigadores J. Bailliu, del Departamento Internacional, del Banco de Canadá, D. Garcés Díaz, M. Kruger, y M. Messmacher, de la Dirección General de Estudios Económicos del Banco de México, que fue presentada en la VII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, organizada por el Banco de Guatemala, celebrada en la ciudad de Guatemala, del 20 al 22 de noviembre de 2002. Este trabajo es producto del programa de investigación conjunta entre el Banco de México y el Banco de Canadá, aunque las opiniones contenidas en él son las de los autores y no necesariamente las de las instituciones que lo patrocinaron. Los autores reconocen la responsabilidad de cualquier error u omisión y agradecen a Brigitte Desroches y Rocío Elizondo por su excelente ayuda en todas las etapas del trabajo, lo mismo que a participantes en seminarios llevados a cabo en el Banco de México y el Banco de Canadá por sus comentarios y sugerencias.*

A consecuencia de lo anterior, ha surgido una tendencia a abandonar al tipo de cambio como ancla nominal. Algunos países de mercados emergentes (por ejemplo, Brasil, Chile, Israel y México) han decidido seguir el ejemplo de varios países industrializados y adoptar una combinación de políticas de tipo de cambio flotante y objetivos de inflación. Sin embargo, la aplicación exitosa de este tipo de política presupone que el banco central tenga un adecuado entendimiento de la dinámica de la inflación interna y pueda pronosticar eficazmente su trayectoria futura.

Hay una extensa literatura sobre las causas de la inflación y varios modelos competitivos para representar el proceso inflacionario. El propósito de este artículo es aplicar modelos de inflación comúnmente usados en países industrializados al caso de México, un país en desarrollo que recientemente adoptó la política de objetivos de inflación como su marco de política monetaria. Se compara el desempeño de estos modelos en relación a un modelo de margen de sobrecosto (*markup*) que ha sido usado exitosamente para el análisis de la inflación en México. Nuestro enfoque en este documento es enfatizar el uso de modelos que tengan sustento teórico y, así, puedan ser útiles para entender las causas de la inflación y puedan producir pronósticos razonables.<sup>1</sup> Más aún, debido a las incertidumbres inherentes en la estimación de cualquier modelo particular, es importante comparar las predicciones de varios modelos. Este es el enfoque favorecido en muchos bancos centrales. Por ejemplo, Blinder (1998, p. 12) establece que cuando enfrentaba la incertidumbre sobre modelos mientras se encontraba sirviendo en la junta de la Reserva Federal él prefería: "Usar una amplia variedad de modelos... Mi procedimiento usual fue el de simular una política particular en tantos de estos modelos como fuese posible..." Posteriormente, el juicio personal es utilizado al evaluar los resultados de cada modelo. Similarmente, Longworth y Freedman (2000) advierten que, dada la incertidumbre del modelo en un medio cambiante, es importante para los bancos centrales depender de una variedad de modelos al conducir la política monetaria.

El artículo se organiza de la siguiente manera. La sección II revisa las causas de la inflación en tanto países industrializados como en países en vías de desarrollo con énfasis en estudios

<sup>1</sup> Nuestro enfoque puede considerarse como un camino intermedio entre desarrollar un enfoque estructural que se encuentra completamente especificado pero no muy útil para pronosticar y uno que enfatiza especificaciones puras de series de tiempo con el solo propósito de encontrar el modelo de pronóstico óptimo.

previos conducidos para México; la sección III, presenta los tres tipos de modelos de inflación en los que se basa este artículo. La sección IV, ofrece los resultados de la estimación de los modelos, y en la sección V se compara su desempeño de pronóstico. En la sección VI, se exploran las potenciales implicaciones para México en un ambiente de baja inflación. La sección VII, contiene comentarios finales y las conclusiones.

## II. CAUSAS DE LA INFLACIÓN

Hay un acuerdo general de que, en el largo plazo, la inflación es un fenómeno puramente monetario. Sin embargo, en el horizonte relevante para la política monetaria, la inflación puede ser afectada por otras variables. Perturbaciones que aumentan la demanda agregada relativamente a la oferta agregada son inflacionarias; también lo son cambios inesperados en variables domésticas como los salarios y los precios de los bienes importados. Más aún, movimientos del tipo de cambio afectan la inflación a través del precio de las importaciones y, posiblemente, afectando las expectativas y la conducta de los agentes que fijan precios.<sup>2</sup> Esta sección revisa el trabajo teórico y empírico llevado a cabo para identificar las causas de la inflación más relevantes tanto en países industrializados como naciones en vías de desarrollo.

La curva de Phillips predice que la inflación se relacionará con perturbaciones de factores reales a las curvas de oferta y demanda agregada. Efectivamente, al revisar la experiencia de países industrializados y en desarrollo entre 1960 y 1995, el FMI (1996) halló que la brecha de producto explicaba una porción substancial de los movimientos de medio y largo plazo de la inflación de países industrializados. No obstante, la acomodación monetaria a perturbaciones de oferta adversas (como incrementos en el precio del petróleo) explicaban una parte sustancial del incremento de la inflación en los países industrializados en los setentas porque un aumento inicial en el nivel de precios alimentó las expectativas inflacionarias y, con ello, el costo posterior de la desinflación. Este episodio enfatiza el porque es importante para las autoridades monetarias ser capaces de distinguir entre perturbaciones de oferta y demanda.

<sup>2</sup> El FMI (1996) nota que el tipo de cambio y los precios importados se pueden considerar como perturbaciones reales puesto que incrementan el precio de los insumos importados.

Mientras que los factores reales son señalados como los determinantes principales de la inflación en países industrializados, el énfasis primario de la literatura sobre inflación para países en desarrollo ha sido dirigido a factores nominales. Por ejemplo, el FMI (1996) halló que la brecha de producto explicaba poco de los movimientos de la inflación en países en desarrollo. La inflación en estos países era explicada más bien por cambios en la tasa de crecimiento del dinero y el tipo de cambio nominal. Esto no quiere decir que la inflación no pueda ser afectada por la demanda agregada sino que la contribución de ésta es pequeña en relación a la de los choques nominales; en particular, la inflación en el mediano plazo es vista como el resultado del financiamiento del déficit gubernamental a través de la creación de dinero o a través de una política monetaria inconsistente.<sup>3</sup>

Otro aspecto clave en esta literatura es el uso del señoreaje por parte del gobierno para financiar su déficit.<sup>4</sup> Señoreaje es el ingreso que obtiene el gobierno de incrementos en los saldos monetarios y la pérdida del poder adquisitivo de estas tenencias de efectivo (el “impuesto inflacionario”). Puesto de modo simple, el gobierno imprime dinero para pagar sus cuentas y este incremento en la oferta monetaria se traslada a la inflación al no haber un aumento correspondiente de la producción de bienes y servicios.

En muchos países de mercados emergentes, especialmente aquellos con sistemas de recaudación fiscal poco eficientes, el señoreaje es una fuente de recursos muy atractiva para las finanzas del gobierno. Es más fácil de colectar que otro tipo de impuesto y no requiere la aprobación del cuerpo legislativo para ser implementado. Sin embargo, la habilidad del gobierno para colectar el señoreaje se verá restringida si la “base impositiva” es pequeña, esto es, cuando las tenencias de moneda doméstica es baja (por ejemplo, en economías dolarizadas). En adición, en aquellos países donde el público tiene poca tolerancia hacia la inflación, el gobierno enfrentará la desaprobación de la gente si financia sus déficit a través del señoreaje.

<sup>3</sup> Los episodios de macrodevaluaciones que se han traducido en inflación más alta en mercados emergentes son con frecuencia un reflejo de estos dos canales. Si el gobierno financia su déficit a través de endeudamiento externo llevando a un aumento en el déficit en cuenta corriente, el país se vuelve más vulnerable a perturbaciones externas y la probabilidad de una crisis de balanza de pagos aumenta. Una política inconsistente en el contexto de una política monetaria llevará a una corrida sobre las reservas internacionales y, eventualmente, a una devaluación.

<sup>4</sup> Para una revisión de la literatura, véase Fischer (1994).

No obstante las ligas teóricas, la evidencia empírica de la conexión entre déficit, señoreaje e inflación ha sido elusiva. Fischer, Sahay y Vegh (2001) encuentran que la relación entre el déficit fiscal e inflación es fuerte solamente en países de alta inflación (o durante episodios de alta inflación) pero también encuentran que no hay una relación obvia entre déficit e inflación durante episodios de baja inflación o para países de baja inflación. La ausencia de una estrecha relación para países de baja inflación podría ser debida a la habilidad de sus gobierno para pedir préstamos domésticos.<sup>5, 6</sup> En este caso, la transferencia de recursos del sector privado al sector público no causaría inflación.

En un trabajo más reciente, sin embargo, Catão y Terrones (2001) relacionan exitosamente la inflación de largo plazo al componente permanente del déficit fiscal reescalado con la “base impositiva” de la inflación, medida como el cociente de dinero estrecho en términos reales y el PIB. Ellos encuentran que una reducción de 1 por ciento en el cociente del déficit fiscal típicamente baja la inflación de 1.5 a 6 puntos porcentuales dependiendo del tamaño de la oferta monetaria.

La literatura también ha examinado la proposición de que la carencia de independencia del banco central puede dar lugar a consideraciones políticas que podrían causar que la política monetaria fuese más relajada que lo necesario. Por ejemplo, si se cree que el producto puede ser aumentado con una política monetaria expansiva, los políticos podrían poner presión al banco central, por ejemplo en tiempos electorales, para canjear un impulso al crecimiento por mayor inflación. Efectivamente, el FMI (1996) muestra que el desempeño inflacionario entre 1970 y 1995 en países industriales está negativamente correlacionado con un índice de independencia de bancos centrales. Sin embargo, dicho estudio concluye en que la misma relación no se mantiene durante el mismo período para países en desarrollo. Esto podría deberse a la imprecisión de la medida de independencia del banco central, puesto que hay una divergencia entre las definiciones *de jure* y *de facto* en varios de estos países.<sup>7</sup>

<sup>5</sup> Países de inflación baja típicamente poseen mercados locales de capital más desarrollados. El financiamiento externo del gobierno puede en sí mismo ser inflacionario si las exportaciones netas no son reducidas por una apreciación del tipo de cambio nominal.

<sup>6</sup> Sin embargo, si el déficit fiscal ha sido considerable y persistente, la posibilidad de una crisis de solvencia eventualmente se producirá cuando el sector privado no estuviera dispuesto a continuar el financiamiento.

<sup>7</sup> La independencia es típicamente medida evaluando la legislación del banco central y su estructura institucional.



En un estudio más reciente, sin embargo, Jácome (2001) halla una correlación negativa entre una autonomía aumentada del banco central e inflación durante 1999-2001 en América Latina. Él construyó un índice de independencia del banco central para 14 países latinoamericanos que ampliaron su trabajo previo al incluir criterios de responsabilidad de prestamista de última instancia en adición a otras medidas de independencia *de jure*. En este índice, una política discrecional de préstamos de emergencia podrían perjudicar el logro del control de la inflación mientras que un papel más limitado de los préstamos del banco central a los bancos comerciales lo reforzaría.<sup>8</sup>

Movimientos en el tipo de cambio pueden afectar inflación directamente al elevar los precios de las importaciones e indirectamente al cambiar las expectativas inflacionarias. Así, el *pass-through* de una depreciación a precios domésticos podría ser mucho mayor que la proporción de bienes importados en la canasta de bienes de consumo podría sugerir. Más aún, las expectativas de inflación también pueden afectar el tipo de cambio. Un aumento de las expectativas inflacionarias tendería a depreciar el tipo de cambio al motivar a los agentes a adquirir moneda extranjera en un esfuerzo para preservar el poder adquisitivo. Debido a la retroalimentación entre el tipo de cambio y los precios domésticos, un país puede caer en un círculo vicioso de depreciación e inflación. En tales situaciones, muchos países han optado por fijar sus tipos de cambio en un esfuerzo para romper este ciclo. Mientras que esta estrategia es a menudo exitosa en el corto plazo, más adelante puede llevar a problemas de balanza de pagos si las políticas macroeconómicas no son consistentes con el régimen de tipo de cambio.

La evolución de las expectativas son una parte importante del proceso de la inflación. Alta inflación puede llevar a cambios institucionales que incrementan la persistencia inflacionaria. Por ejemplo, la indización de precios y salarios a aumentos de precios pasados incrementa la inercia de la inflación. En adición, si las tasas de interés nominal de la deuda pública son altas debido a que involucran pronósticos de inflación futura alta, el gobierno tiene un incentivo para validarlas para mantener el valor real de la deuda.<sup>9</sup>

Algunos estudios empíricos han tratado de identificar las fuentes de inflación más importantes en mercados emergentes. Lougani and Swagel (2001) examinan la experiencia de 53 paí-

<sup>8</sup> Argentina, Perú y Uruguay fueron los casos más notables en este aspecto.

<sup>9</sup> Una reducción en la inflación incrementaría el valor real de la deuda.

ses en desarrollo entre 1964 y 1998. Ellos estiman vectores autorregresivos (VAR) con seis variables que incluyen el precio del petróleo, los precios de mercancías no petroleras, un estimado del *output gap*, crecimiento del dinero, la depreciación del tipo de cambio e inflación. Encuentran que o el crecimiento monetario o los movimientos del tipo de cambio (dependiendo del orden) dan cuenta de dos tercios de la varianza de la inflación en horizontes cortos y largos. Los autores muestran que las expectativas también juegan un papel importante en la determinación de la inflación pues realizaciones pasadas de la misma dan cuenta de entre 10 y 20% de sus movimientos.<sup>10</sup> En el agregado, las perturbaciones de costos o de la brecha de producto no son factores significativos. Al desagregar su muestra, los autores encuentran que en países con regímenes de tipo de cambio fijo la inflación tiende a tener un componente inercial substancial, mientras que el dinero y el tipo de cambio juegan un papel mayor en países que flotan.

En contraste, de un examen de la experiencia de 14 países emergentes en los años ochenta y noventa, Mohanty y Klau (2001) encuentran que perturbaciones exógenas de oferta, en particular a precios de alimentos, son un determinante de la inflación. Los precios de los alimentos típicamente componen un porcentaje mayor del índice de precios al consumidor en un país de mercado emergente que en un país desarrollado. Más aún, tales precios son altamente volátiles debido a la influencia del clima y la presencia de restricciones comerciales. Los factores de demanda, representados por la brecha de producto y desequilibrio monetario, no fueron encontrados significativos. Sin embargo, la inflación salarial y cambios en el tipo de cambio fueron vistos como factores importantes de la volatilidad inflacionaria en muchos países. Los autores también encuentran que la persistencia inflacionaria juega un papel mayor en explicar tanto el nivel promedio y la variación de la inflación.

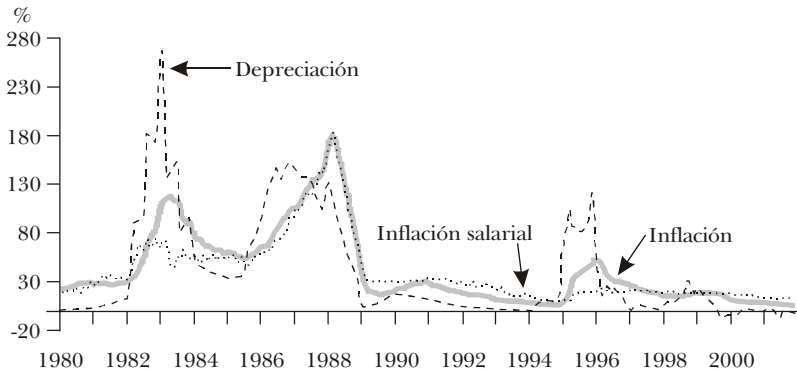
## 1. La inflación en México

Durante el período 1980-2001, la inflación promedio ha sido alta en México (41.8%) y también volátil (desviación estándar

<sup>10</sup> Una explicación alternativa para la importancia de la inflación pasada es que indica que hay rigideces importantes o indización de precios y contratos. Idealmente, para capturar las expectativas, uno debería incluir un valor explícito para esta variable. No obstante, este tipo de información no existe en muchos países de mercados emergentes.

de 38.9%). Como se puede observar en la gráfica I, la inflación se relaciona positivamente con la depreciación del tipo de cambio nominal. En efecto, la inflación generalmente declinó en períodos de estabilidad y creció fuertemente en respuesta a las grandes devaluaciones asociadas con las crisis de balanza de pagos de 1982 y 1994 y la relacionada con la caída del precio del petróleo en 1986.

**GRÁFICA I.** TASAS DE CRECIMIENTO ANUAL NOMINAL DEL INPC, EL TIPO DE CAMBIO Y SALARIOS MEDIOS MANUFACTUREROS, 1980-2001



Mientras que la tasa de depreciación está positivamente relacionada a la inflación, ésta ha sido menor que aquélla cuando las devaluaciones han sido fuertes pero ha permanecido arriba de la tasa de depreciación cuando los movimientos del tipo de cambio fueron pequeños. La razón de esta asimetría yace en el comportamiento de los salarios nominales. La gráfica I también muestra la evolución de los salarios medios manufactureros. Estos se han incrementado en tiempos de crisis de balanza de pagos, pero caen en términos reales, probablemente limitando el incremento en la inflación. En períodos de estabilidad del tipo de cambio e inflación declinante, los salarios nominales se desaceleran pero por un monto menor que la caída de la inflación, causando incrementos en los salarios reales que pueden también ayudar a explicar porqué la inflación ha permanecido arriba de la tasa de depreciación. Es probable que la evolución de los salarios se encuentre fuertemente determinada por la brecha de producto, sin embargo, es un asunto a ser discutido más adelante.

El patrón observado en la gráfica I ha motivado mucho del trabajo de la inflación en México, el cual se ha enfocado en estimar los efectos del tipo de cambio y los salarios sobre la inflación (discutimos un modelo con estas variables llamado de

*markup*, en la sección III, inciso 1). Santaella (2001) analiza la relación entre precios y el tipo de cambio real durante el período 1969-2000 excluyendo a los salarios para que se cumpla la condición de la paridad del poder de compra (o PPP por sus siglas en inglés). Esto implica que el *pass-through* final del tipo de cambio a precios tiene que ser uno.

### III. MODELOS DE INFLACIÓN

La evidencia presentada ha llevado a los encargados de la política económica a restringirse a tres clases de modelos de inflación. El primero concibe la inflación como un fenómeno de empuje de costos en el contexto de un modelo de margen sobre costos (*markup*) de largo plazo. El segundo trata la inflación primariamente como un fenómeno directamente causado por el desequilibrio monetario y trata de ligar cambios en los agregados monetarios con los de los precios. Cabe enfatizar que el que los otros modelos no incluyan alguna función del dinero entre las variables explicatorias no implica en modo alguno que la inflación no sea un fenómeno monetario sino que el mecanismo que conecta precios y dinero no es tan directo como los modelos llamados “monetarios” sugieren. La tercera clase de modelos visualiza la inflación como proveniente de factores reales, en particular desbalances entre demanda agregada y oferta agregada.<sup>11</sup>

El primer tipo de modelos ha sido aplicado principalmente en mercados emergentes, mientras que los otros dos han sido típica, pero no exclusivamente, aplicados a países industrializados. Más adelante, ampliamos la discusión sobre estas tres clases de modelos.

#### 1. Modelos de sobrecosto (*markup*)

Los modelos que se basan en la determinación de precios como un margen sobre el costo marginal (que por brevedad llamaremos de sobrecosto) están usualmente basados, explícita o implícitamente en un modelo del tipo desarrollado por de

<sup>11</sup> Estas caracterizaciones no son mutuamente independientes. Por ejemplo, si el banco central tuviera previsión perfecta y la política monetaria fuese perfectamente creíble, entonces las tasas de interés y los tipos de cambios se ajustarían para asegurar que la oferta y demanda agregadas fuesen siempre iguales. Así, desde esta perspectiva, el desbalance entre ambos agregados puede ser visto como un fenómeno monetario.

Brouwer y Ericsson (1998) para la economía australiana.<sup>12</sup> En este tipo de modelos, el nivel de precios se encuentra determinado por los costos y una tasa de sobre costo en la siguiente forma:

$$(1) \quad P_t = \mu_t (W_t)^{\gamma_w} (E_t P^*)^{\gamma_e}$$

donde  $P$  es el nivel de precios doméstico,  $\mu$  es la tasa de sobre costo,  $W$  son los salarios,  $E$  es el tipo de cambio nominal y  $P^*$  es el nivel de precios externo, así que  $EP^*$  es una medida de los precios externos expresados en moneda local. La ecuación de precios anterior puede ser obtenida del problema de maximización de una empresa que enfrenta una curva de demanda con pendiente negativa (la empresa podría ser un monopolista o podría estar enfrentando competencia monopolística). En este marco, la empresa vende a un precio igual a una tasa de sobre costo por arriba del costo marginal, donde el costo marginal está determinado por el precio de insumos domésticos, capturados por los salarios internos, y el precio de insumos externos, reflejado en el nivel de precios del exterior.

Expresando la ecuación anterior en logaritmos, el nivel de precios doméstico es un promedio ponderado de los salarios nominales y los precios foráneos (expresados en unidades de moneda local):

$$(2) \quad p_t = \ln(\mu_t) + \gamma_w w_t + \gamma_e (e_t + p^*_t) + \varepsilon_t$$

donde las letras minúsculas indican variables en forma logarítmica. La especificación anterior es la base para estimar una relación de largo plazo entre precios, salarios y precios foráneos asumiendo que la tasa de sobre costo es constante o que fluctúa alrededor de un valor de largo plazo dado.

En el corto y mediano plazos, sin embargo podría haber importantes y persistentes fluctuaciones en la tasa de sobre costo dependiendo de cuan rápidamente los fijadores de precios se ajustan a cambios en salarios o en precios externos. Así, al estimar tasas de inflación mensual o trimestral, es importante considerar una dinámica más compleja de la siguiente forma:

$$(3) \quad \Delta p_t = \alpha_p \Delta p_{t-1} + \alpha_w \Delta w_t + \alpha_e \Delta (e_t + p^*_t) - \delta (p_{t-1} - \gamma_w w_{t-1} + \gamma_e (e_{t-1} + p^*_{t-1})) + v_t$$

donde el término rezagado captura la inercia inflacionaria, el cambio contemporáneos en salarios y en precios externos se incluyen para capturar ajustes inmediatos, y finalmente se incluye

<sup>12</sup> Goodfriend (1997) discute los fundamentos teóricos del modelo de sobre costo (*markup*).

un término de corrección de error que intenta capturar las desviaciones de la relación de largo plazo establecida en la ecuación (2).

El modelo de sobrecosto ha sido aplicado a México por Pérez-López (1996) y Garcés (1999). La especificación empleada por Pérez-López es una regresión puramente en tasas de cambio para el período 1981-1995, mientras que Garcés incluye variables adicionales tales como la tasa de crecimiento en los precios de los bienes administrados por el sector público, una medida simple de la brecha de producto y el término de corrección de error correspondiente para el período 1985-1998.<sup>13</sup> Estas especificaciones de forma reducida tienden a ser una buena representación del proceso inflacionario en México, lo cual concuerda con la evidencia de la gráfica I.

Otros ejemplos, del uso de modelos de sobrecosto para analizar o predecir la inflación –en adición a de Brouwer y Ericsson (1998) para Australia– incluyen Kenny y McGettigan (1999) para Irlanda, García y Restrepo (2001) para Chile, y Springer y Kfoury (2002) para Brasil. Estos son particularmente relevantes porque se refieren a economías pequeñas y abiertas o latinoamericanas. En el caso particular de los países latinoamericanos, los modelos de sobrecosto han hecho un trabajo excelente en términos de su ajuste dentro y fuera de la muestra de las series históricas. Sin embargo, los cambios de régimen recientes en Brasil y Chile con la adopción de la política de objetivos de inflación y tipos de cambio flexibles parecen haberse traducido en inestabilidad de los parámetros.<sup>14</sup> Dado que un cambio de régimen de política similar ha ocurrido en México, es de particular importancia evaluar modelos alternativos para considerar la posible inestabilidad en este tipo de especificación.

## 2. Modelos monetarios

Los modelos monetarios están basados en la visión de que cambios en el nivel de precios agregado son la respuesta de la economía al desequilibrio monetario. Estos tipos de modelos son consistentes con el paradigma de “dinero activo” donde el dinero es visto como una parte activa del mecanismo de trans-

<sup>13</sup> Garcés (1999) encuentra un coeficiente de largo plazo de 0.63 para el nivel de precios externo y 0.36 para salarios.

<sup>14</sup> En particular, hay fuerte evidencia de que el *pass-through* ha caído bastante tanto en Brasil como en Chile. Podría ser el caso de que algo similar haya ocurrido en México, pero la estabilidad de la cotización peso/dólar durante los últimos cuatro años implica que las pruebas de cambio estructural tengan muy bajo poder.

misión y que su exceso provoca inflación.<sup>15</sup> Una situación de desequilibrio monetario existe si la cantidad de dinero en la economía se encuentra arriba (abajo) de lo que el público desea mantener. Si esto ocurre, los modelos monetarios predicen que el nivel de precios aumentará (caerá) para reestablecer el equilibrio entre la oferta y demanda de dinero. Así, un exceso de oferta de dinero puede traducirse en presiones inflacionarias de la misma manera que un exceso de demanda por bienes lo hace. El desequilibrio monetario típicamente se mide utilizando la brecha de dinero, el cual es la diferencia entre la oferta observada de dinero y la demanda de dinero de largo plazo estimada. De este modo, de acuerdo a los modelos monetarios, una brecha de dinero positiva (donde el acervo de dinero excede la demanda de dinero de largo plazo) debería estar asociada con presiones inflacionarias crecientes.

Los modelos monetarios han sido aplicados extensivamente en países industrializados. Un ejemplo reciente de tales aplicaciones es Altimari (2001) quien evalúa el desempeño de varios modelos monetarios de inflación para la zona del euro para el período 1980-2000. Su estudio sugiere que los agregados monetarios y crediticios contienen información significativa e independiente para predecir la inflación en la zona del euro, especialmente en horizontes de mediano plazo. Kasumovich (1996) y Fung y Kasumovich (1998) encuentran apoyo para la hipótesis del “dinero activo” en su análisis con vectores autorregresivos estructurales de los países industrializados más importantes. Sus resultados sugieren que un desequilibrio monetario surge y persiste a consecuencia de una perturbación de política monetaria, y se cierra conforme los precios se ajustan a lo largo de algunos años.

En otro trabajo, Hendry (1995) estimó un modelo de vector autorregresivo con corrector de error (VECM) para la demanda de  $M_1$  en Canadá, y Armour *et al.* (1996) y Engert y Hendry (1998) hallaron que este VECM producía buenos pronósticos de inflación de uno a dos años.<sup>16</sup> Igualmente, Hallman, Porter y

<sup>15</sup> Esto contrasta con el paradigma de “dinero pasivo” donde al dinero no se le asigna un papel causal en el mecanismo de transmisión y se concibe como respondiendo a cambios en los precios, producto y tasas de interés. El dinero en este contexto es visto como indicador de actividad económica. Para una revisión de los dos paradigmas, ver Engert y Selody (1998).

<sup>16</sup> Los coeficientes de la desviación de dinero de su equilibrio de largo plazo implican que cuando el agregado monetario está arriba de su demanda de largo plazo, el dinero decrecerá y los precios se incrementarán para restaurar el equilibrio de largo plazo. Los efectos de la desviación sobre el producto y las tasas de interés

Small (1991) estimaron una relación de largo plazo entre dinero y precios en los Estados Unidos. Ellos encuentran que la velocidad del dinero es un proceso estacionario y que la brecha entre los países observados y el nivel de precios dado por la velocidad de largo plazo del dinero tiene un significativo poder explicativo de la inflación.

Los modelos monetarios han sido también aplicados a mercados emergentes. Por ejemplo, Jonsson (1999) estima un VECM estructural para Sudáfrica que incluye precios domésticos, producto, el tipo de cambio nominal, precios foráneos y la tasa de interés interna. El encuentra una relación de largo plazo estable entre estas variables y muestra que un incremento en la oferta de dinero eleva los precios domésticos aunque este efecto es de alguna forma contrarrestado por un incremento en las tasas de interés domésticas. En otro ejemplo, Callen y Chang (1999) estiman dos modelos de inflación para India (uno basado en el enfoque monetario y el otro usando la brecha de producto). Ellos concluyen que los monetarios agregados contienen la mejor información sobre inflación futura y que la brecha de producto no es una variable explicativa importante.

Los modelos monetarios necesitan ser usados con precaución. La innovación financiera puede cambiar la demanda de dinero (especialmente las definiciones más estrechas), introduciendo inestabilidad en la relación entre dinero e inflación. Más aún, la elasticidad interés de corto plazo del dinero puede ser alta, llevando a los hacedores de política a creer que un incremento en las tasas de interés suficiente para llevar al dinero de regreso a su objetivo podría ser demasiado pequeño para reducir el gasto y las presiones inflacionarias.<sup>17</sup> No obstante, según observa King (2002), hay buenas razones para desarrollar modelos basados en monetarios agregados. Primero, como es bien sabido, los modelos basados en crecimiento monetario tienen un poder de predicción limitado en pronosticar inflación de corto plazo pero se desempeñan mejor como indicadores de presiones inflacionarias de largo plazo.<sup>18</sup> Segundo, a tasas bajas

---

son no significativos, indicando la exogeneidad débil de estas variables. La implicación de los resultados es que todo el ajuste para regresar la economía al equilibrio monetario proviene de movimientos de precios y dinero.

<sup>17</sup> Para una discusión de porque Canadá abandonó los objetivos de agregados monetarios y cual es el papel actual de estos en la formulación de la política, ver Freedman (2000).

<sup>18</sup> Esto, desde luego, supone que no hay innovaciones financieras mayores sobre el período dado.



de inflación, la posibilidad de caer en una trampa de liquidez con tasas de interés nominal cercanas a cero y deflación implica que una expansión de la base monetaria podría ser la única forma de relajar las condiciones monetarias aún más. Así, es conveniente analizar el efecto de cambios en agregados monetarios independientemente de su efecto sobre las tasas de interés. Finalmente, al enfocarse solamente en otros determinantes de las condiciones monetarias de la economía, hay un riesgo de ignorar un importante componente del mecanismo de transmisión.

### 3. Curvas de Phillips

Desde que fue esbozada por Phillips (1958) en el artículo seminal, la curva de Phillips ha sido usada extensivamente como un marco de referencia para explicar y predecir la inflación en países industrializados. En su forma original, la curva de Phillips estipulaba una relación entre la tasa de cambio en salarios nominales y el inverso de la tasa de desempleo donde la tasa de desempleo era usada como una medida aproximada del exceso de demanda.<sup>19</sup> Así, un declive en la tasa de desempleo implicaba un incremento en el exceso de demanda, el cual pressionaba hacia arriba a los salarios nominales. En la década que siguió a su aparición, la curva de Phillips sufrió varias modificaciones. Por ejemplo, el inverso de la tasa de desempleo fue reemplazado por las brechas de desempleo o producto como una aproximación al exceso de demanda.<sup>20</sup> En adición, el papel de las expectativas para incidir en los cambios salariales fue reconocido y las expectativas inflacionarias fueron incorporadas.<sup>21</sup>

<sup>19</sup> Phillips (1958) encontró la relación estable entre inflación salarial y la tasa de desempleo utilizando datos para el Reino Unido sobre el período 1861 a 1957.

<sup>20</sup> La brecha de desempleo es la diferencia entre las tasas natural y observada, donde la tasa natural se define como aquella que prevalece cuando las expectativas se han realizado e incorporado completamente en todos los precios y salarios, y la inflación no tiende a acelerarse o desacelerarse. La brecha de producto es la desviación del producto observado de su potencial donde este último es el nivel que es consistente con una tasa de inflación estable dado el acervo de capital. El desempleo y la brecha de producto están ligados a través de la ley de Okun, la cual relaciona cambios en el desempleo con cambios en el producto.

<sup>21</sup> Friedman (1968) generalmente tiene el crédito de ser el primero en enfatizar la importancia de incluir las expectativas inflacionarias en la curva de Phillips. Como el notó, las empresas y los trabajadores están preocupados con los salarios reales y no nominales; o en otras palabras, ellos miran la tasa de cambio de los salarios nominales menos la inflación esperada.

Finalmente, se transformó de una inflación salarial a una ecuación de inflación de precios.<sup>22</sup>

Aunque varias formas de la curva de Phillips se usan en la práctica, la mayoría de ellas puede ser interpretada como un modelo “triangular” de la inflación, un término que Gordon (1997) acuñó para resumir la dependencia de la inflación en este contexto en tres determinantes básicos: inercia, demanda y oferta. Este marco de curva de Phillips se llama algunas veces como la curva de Phillips tradicional, para distinguirla de la nueva curva de Phillips.<sup>23</sup> La nueva curva de Phillips es similar en espíritu a la versión tradicional en que asume que la inflación varía positivamente con el sector real de la actividad económica. Proponentes de la nueva curva de Phillips claman que esta formulación es más apropiada dado que se deriva explícitamente de un modelo de fijación traslapada de precios por empresas en competencia monopolística, y de esta forma tiene fundamentos teóricos más sólidos.<sup>24</sup> Vale la pena notar, sin embargo, que al imponer ciertas restricciones sobre la tecnología y la estructura del mercado laboral, y en una vecindad del estado estacionario, el costo marginal real es proporcional a la brecha de producto.<sup>25</sup>

La continuada popularidad de la curva de Phillips tradicional es probablemente debida en parte a su relativo éxito como una herramienta de pronóstico. Como apuntan Stock y Watson (1999), “como una herramienta para predecir inflación [la curva de Phillips] es ampliamente considerada estable, confiable y adecuada, al menos comparada con las alternativas.” Duguay (1994) estimó una curva de Phillips para Canadá sobre el período 1968:4 a 1990:4 y encontró que esa ecuación era razonablemente exitosa en explicar variaciones en la inflación cana-

<sup>22</sup> Las dos especificaciones son consistentes si uno asume que los precios se fijan aplicando una tasa de sobrecosto constante sobre el costo salarial unitario.

<sup>23</sup> Para una revisión comprensiva de la literatura de la nueva curva de Phillips, ver Goodfriend y King (1997).

<sup>24</sup> En estos modelos, empresas en competencia monopolística y sus trabajadores fijan un contrato salarial sobre  $J$  períodos. Las negociaciones salariales se supone que se traslapan en el tiempo, con  $1/J$  de los contratos fijados en cada período. Las empresas entonces fijan precios basadas en una tasa de sobrecosto sobre una combinación de costo marginal realizado y esperado. La naturaleza traslapada del proceso de fijación de precios nominales en la economía significa que los precios responderán pausadamente a cambios en el producto. En estos modelos, los rezagos de precios y salarios nominales son importantes porque reflejan el ajuste gradual a las perturbaciones.

<sup>25</sup> Ver Gali, Gertler y López-Salido (2001), y las referencias ahí citadas, para más sobre este punto.

diense sobre tal período. Trabajo posterior en esta área se ha enfocado en la forma de la curva de Phillips de corto plazo y la asimetría entre brechas de producto positivas y negativas y sus efectos sobre la inflación.<sup>26</sup>

En años recientes, las curvas de Phillips tradicionales han tenido más dificultad en predecir la inflación. En Canadá, por ejemplo, la inflación cayó de 4% en 1990 a 2% entre 1993 y 1995. Sin embargo, las curvas de Phillips tradicionales habrían predicho una deflación al final de ese período, dado el vasto monto de exceso de oferta en la economía canadiense. Más aún, a finales de los noventa, la inflación en los Estados Unidos fue relativamente baja dado el rápido crecimiento del producto. Estas experiencias han llevado a algunos observadores a predecir “la muerte de la curva de Phillips”.<sup>27</sup> Los economistas han adoptado dos estrategias para tratar con la aparente falla de la relación tradicional. Por un lado, se hicieron ajustes a la curva de Phillips tradicional para considerar cambios estructurales.<sup>28</sup> Por otro lado, un enfoque más estructural fue aplicado al modelar la relación entre desequilibrio laboral e inflación, el cual ha llevado a la literatura de la nueva curva de Phillips.

En años recientes, ha habido aplicaciones de la curva de Phillips tradicional a países de mercados emergentes. Coe y McDermott (1999) estiman curvas de Phillips basadas en brechas de producto para trece países asiáticos. Ellos encuentran que para once de los trece países, la brecha de producto es un determinante significativo de la inflación aún cuando otras variables tales como medidas del desequilibrio monetario son incluidas en las ecuaciones. Simone (2000) estima curvas de Phillips que varían con el tiempo para Chile. El encuentra que aunque el modelo que incluye los objetivos de inflación pre-anunciados presenta alguna autocorrelación, se desempeña mejor que modelos que excluyen esta variable en ejercicios de pronóstico.

<sup>26</sup> Para una revisión de este trabajo ver Macklem (1997).

<sup>27</sup> Gali, Gertler, y López-Salido (2001), p. 5.

<sup>28</sup> Por ejemplo, Filion y Leonard (1997) introdujeron un proceso de cambio de régimen de Markov en una curva de Phillips tradicional y aplicaron este modelo a la inflación canadiense. Encontraron que considerar cuando el régimen cambia mejora considerablemente los pronósticos. En otro ejemplo, Kichian (2001) estimó una curva de Phillips para Canadá utilizando un marco estado-espacio en el cual los parámetros del modelo varían sobre el tiempo. Al restimar la relación tradicional con los parámetros cambiantes en el tiempo, las expectativas de inflación se modelaron como condicionalmente endógenas. Ella mostró que las expectativas de inflación y el *pass-through* fueron reducidas en Canadá durante los noventa y que el coeficiente para la brecha de producto fue la mitad de su valor entre 1978-88.

#### IV. TRES MODELOS DE INFLACIÓN PARA MÉXICO: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DENTRO DE LA MUESTRA

En esta sección, se presentan las especificaciones de los tres modelos de inflación que se aplican a México y se compara su desempeño dentro de la muestra. Cada modelo se estima usando datos trimestrales sobre el período 1983:1 a 2001:4.<sup>29</sup> En todos los casos se utiliza la inflación de trimestre a trimestre como la variable dependiente.<sup>30</sup> La primera gráfica, A. I, en el apéndice 1 muestra esta variable durante el período de estudio.

##### 1. Modelo de sobrecosto

Se utiliza la especificación que se señala en la ecuación (4), para el modelo de sobrecosto (*markup*), la cual se basa en Garcés (1999):

$$(4) \Delta p_t = \alpha_c + \alpha_p \Delta p_{t-1} + \alpha_w \Delta w_t + \alpha_e \Delta(e_t + p_t^*) - \delta(p_{t-1} - \gamma_w w_{t-1} + \gamma_e(e_{t-1} + p_{t-1}^*)) + v_t$$

Los parámetros de largo plazo pueden ser estimados por casi cualquier método de cointegración con resultados muy similares aunque por simplicidad y el hecho de que los parámetros son restimados recursivamente en el ejercicio de pronóstico, se utilizó el marco del modelo de corrección de error no restringido. Los resultados para toda la muestra se reportan en la primera columna del cuadro A.1 del apéndice y un análisis detallado de la relación de largo plazo puede ser visto en Garcés (1999). El modelo en ese cuadro contiene una constante, el término de corrección de error rezagado ( $EC_{t-1}$ ), inflación rezagada ( $\Delta p_{t-1}$ ), las tasas de crecimiento contemporáneo de salarios ( $\Delta w_{t-1}$ ) y precios externos ( $\Delta e_{peu_{t-1}}$ ) y una variable dicotómica para el segundo trimestre de 1988 para obtener residuales normales. Los coeficientes estimados para todas las variables son significativos a cualquier nivel razonable. La bondad de ajuste es la más alta en todos los modelos del cuadro A.1, un hecho que se verá reflejado en el desempeño de pronóstico. El único problema detectado por los estadísticos de evaluación debajo de los estimados es el elevado estadístico RESET. Esto indica un problema con la especificación lineal elegida, el cual no se intentó resolver aquí.

<sup>29</sup> Usamos este período de muestra debido a la disponibilidad de datos. En particular, la serie trimestral de PIB en México comienza en 1980.

<sup>30</sup> Debería ser notado que la inflación es medida basada en el índice de precios al consumidor al final de cada trimestre.

## 2. Modelo de brecha de dinero

El modelo de brecha de dinero que se utiliza tiene la siguiente forma:

$$(5) \quad \Delta p_t = \alpha + \beta_1 \Delta p_{t-1} + \beta_2 \text{moneygap}_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde la variable clave es la brecha de dinero  $\text{moneygap}_{t-1}$ , nuestra medida de desequilibrio monetario. La brecha de dinero se obtiene de la siguiente demanda de dinero de largo plazo donde el logaritmo del dinero real es una función lineal de una variable de escala, representada en este caso por el índice de la producción industrial ( $y$ )<sup>31</sup> y el costo de oportunidad del dinero (la tasa de interés  $i$ ):

$$(6) \quad m - p = c + \gamma y + \pi i$$

Para el caso de México, una función de demanda de dinero de largo plazo puede ser estimada para casi cualquier definición de dinero, aunque se decidió usar billetes y monedas en este documento porque es el agregado que el Banco de México usó como objetivo intermedio y porque es el más cercanamente relacionado a la inflación y a la actividad económica.<sup>32</sup> De nueva cuenta, los parámetros de largo plazo pueden ser obtenidos con cualquier método. El cuadro 1 muestra los estimados de esta de-

**CUADRO 1**

Agregado	Elasticidades de largo plazo*		Pruebas de estabilidad**		
	$i$	$Y$	$LC$	$F \text{ prom.}$	$F. \text{ sup}$
$myb-p$	-0.353 (0.054)	0.566 (0.086)	0.410 $p=0.162$	3.940 $p=0.200$	10.033 $p=0.200$
$m1-p$	-0.960 (0.212)	1.100 (0.332)	0.362 $p=0.200$	4.234 $p=0.186$	18.028 $p=0.014$
$m2-p$	-0.281 (0.174)	1.284 (0.272)	0.210 $p=0.200$	2.489 $p=0.200$	9.631 $p=0.200$
$m3-p$	-0.214 (0.082)	1.369 (0.128)	0.534 $p=0.081$	4.744 $p=0.135$	8.318 $p=0.200$
$m4-p$	-0.147 (0.112)	1.891 (0.175)	0.748 $p=0.028$	5.706 $p=0.071$	11.559 $p=0.187$

\* Errores estándar en paréntesis. \*\*  $p$  = Valor  $p$  del estadístico.

<sup>31</sup> Esto se hace para hacer los resultados comparables con los obtenidos en Garcés (2001) aunque ellos no varían en ninguna manera significativa utilizando otras medidas tales como el PIB trimestral o el consumo privado.

<sup>32</sup> Ver Garcés (2002).

manda de largo plazo para cada uno de varios agregados monetarios. Todas las ecuaciones de largo plazo se obtienen para saldos monetarios reales (esto es, el agregado monetario dividido entre el índice de precios al consumidor). El método de estimación usado es FM-LS de Phillips y Hansen (1990). Las columnas 3 a 6 contienen los estadísticos propuestos por Hansen (1992) para probar la estabilidad de los parámetros de largo plazo junto con los valores  $p$  correspondientes.

Los signos de los parámetros de largo plazo son correctos y las magnitudes razonables. Los valores  $p$  en la mayor parte de los casos están arriba de 0.05, indicando que la hipótesis de parámetros constantes no se puede rechazar. Con los estimados de billetes y monedas ( $myb-p$ ) se construye la brecha de dinero *moneygap*:<sup>33</sup>

$$moneygap = m - p - 0.566y + 0.353i$$

Este es el término de corrección de error en una demanda de dinero de corto plazo pero en una ecuación donde la inflación es la variable independiente proporciona el canal para que el desequilibrio monetario pueda impactar la dinámica de los cambios de precios. En el caso que se analiza aquí, esta variable no fue muy significativa en todas las especificaciones que se intentaron y esto es también el caso de los demás agregados también. Los resultados se presentan en la segunda columna del cuadro A.1 y éstos muestran que la brecha de dinero rezagada no tiene mucho poder explicativo para la inflación; esto se reflejará en el pobre desempeño predictivo de este modelo. Corrigiendo en problema no normalidad de los residuales con variables dicotómicas hace que la brecha monetaria sea aún menos significativa.

### 3. La curva de Phillips

Se utiliza una especificación de la curva de Phillips tradicional que relaciona inflación de precios a expectativas inflacionarias, alguna medida del desequilibrio real y a una variable que captura cambios en precios de importación dado que México es una economía relativamente abierta. Asumiendo que las expectativas se forman adaptativamente, de tal forma que la inflación rezagada pueda usarse como una variable aproximada de las expectativas inflacionarias y que la relación es lineal, se obtiene:

<sup>33</sup> Ninguna conclusión de este artículo se cambia si se utiliza un agregado alternativo.

$$(7) \quad \pi_t = \alpha + \beta_1(L)\pi_t + \beta_2(L)gap_t + \beta_3(L)\Delta s_t + \varepsilon_t$$

Donde  $p_t$  donde  $L$ , es el operador de rezagos,  $gap_t$  es la brecha de producto en el momento  $t$ . En términos de las variables explicativas, se utilizó una medida de brecha de producto estimada de un VAR estructural (que se discute más adelante) y el tipo de cambio trimestral del tipo de cambio bilateral peso/dólar.<sup>34</sup> Las gráficas que muestran la evolución de estas variables se muestran en el apéndice 1.<sup>35</sup>

La especificación en la ecuación (7) presupone que la inflación, la brecha de producto y la depreciación nominal son todas variables estacionarias. Se condujeron pruebas de raíz unitaria en todas las variables para confirmar que éste es el caso. Los resultados de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP) se muestran en el apéndice 3. Para ambas pruebas, la hipótesis nula es que las serie en cuestión contienen una raíz unitaria; así, un rechazo de la hipótesis nula sugiere que la serie es estacionaria. Los resultados de la prueba para brecha de producto no son ambiguos y sugieren que esta serie es estacionaria. Para las otras dos variables, los resultados de las pruebas no son concluyentes. En el caso de la inflación, todas las pruebas excepto para ADF sin tendencia sugieren una serie estacionaria. En el caso de la depreciación nominal, la prueba ADF sugiere una raíz unitaria mientras que PP apunta a una serie estacionaria. En base a estos resultados y nuestras creencias a priori, se asumió que tanto la inflación como la tasa de depreciación son estacionarias durante el período de muestra.

La brecha de producto para México se estima por medio de un VAR estructural, una metodología desarrollada por Blanchard y Quah (1989), entre otros, y aplicada a México por DeSerres, Guay y St-Amant (1995).<sup>36</sup> Esta metodología asume que el producto es determinado por una combinación de perturbaciones de demanda y oferta, y que al identificarlas se puede descomponer al producto en sus partes permanente y transitoria. Se lleva a cabo estimando un VAR en el cual otras variables, las cuales también se asume que están determinadas por las mismas perturbaciones, se añaden al sistema para ayudar a identificar las perturbaciones de oferta y demanda. Adicional-

<sup>34</sup> La tasa de depreciación trimestral se basa en el tipo de cambio que prevalece al final de cada trimestre.

<sup>35</sup> Todas las series utilizadas no se han ajustado estacionalmente aunque se incluyen variables dicotómicas estacionales en las ecuaciones de corto plazo.

<sup>36</sup> Una descripción más detallada de esta metodología se encuentra en el apéndice 4.

mente, algunas restricciones sobre la conducta de largo plazo de estas variables en respuesta a perturbaciones son necesarias para identificar a estas perturbaciones; estas restricciones están basadas en la teoría macroeconómica .

DeSerres, Guay y St-Amant (1995) estimaron un VAR de 3 variables para México sobre el período 1965-1994 el cual incluía el precio del petróleo, producción industrial (como una aproximación al producto global) y un agregado monetario, todo en primeras diferencias.<sup>37</sup> Para identificar las perturbaciones del petróleo y otras perturbaciones de oferta y demanda, los autores asumen que las perturbaciones de demanda no tienen un efecto permanente sobre el producto en el largo plazo y que el precio del petróleo es exógeno a la economía mexicana. Ellos después calculan el producto potencial al añadir las perturbaciones del petróleo y otras perturbaciones de oferta a la parte permanente del producto.

Aplicamos la misma metodología de estos autores, pero utilizamos el precio del petróleo, el PIB real y el tipo de cambio real, todos en primera diferencia y se estima el sistema sobre el período 1980-2001.<sup>38</sup> Se optó por usar el tipo de cambio real en lugar de un agregado monetario porque consideramos que ésta es una variable rica en información para una economía abierta como México. Nuestras creencias *a priori* fueron que los movimientos en el tipo de cambio real reflejarían muchas perturbaciones de oferta y demanda importantes para México, y así proporcionarían información útil para llegar a distinguir entre choques de demanda y oferta. En particular podría ayudar a considerar las perturbaciones al financiamiento externo que se han traducido en severas crisis de balanza de pagos en México.

Además, se trataron diferentes especificaciones del VAR, incluyendo sistemas de 3 a 5 variables usando, además, un agregado monetario y la tasa de desempleo y se encontró que el sistema de 3 variables con el tipo de cambio real proporcionaba el perfil de brecha de producto más razonable sobre el período de muestra

Efectivamente, como se muestra en el apéndice 1, la brecha de producto estimada para las dos décadas pasadas es consis-

<sup>37</sup> Las series se diferenciaron para asegurar estacionariedad.

<sup>38</sup> Se condujeron pruebas de raíz unitaria sobre las series en primeras diferencias para garantizar que estas fueran estacionarias. Como se muestra en el cuadro A.4 en el apéndice 3, los resultados de estas pruebas sugieren que las variables en niveles son  $I(1)$  y así, una vez diferenciadas, son estacionarias. En adición, como se muestra en el cuadro A.6, se probó si las series en niveles estuvieran cointegradas con el método de Johansen y no halló evidencia de que así ocurriera.



tente con los episodios reconocidos de auge y recesión que México ha experimentado durante este período. Se pueden identificar cuatro contracciones mayores sobre este período que estuvieron caracterizadas por brechas de producto negativas, y en algunos casos sostenidas: la sostenida contracción de principio de los ochentas que ocurrió como resultado de la crisis de la deuda, la desaceleración económica de 1993, la crisis económica que siguió la devaluación del peso a mitad de los noventa, y el leve declive de 1998-1999 que fue causado principalmente por una caída de los precios del petróleo y un deterioro del sentimiento del mercado después del cese de pagos de Rusia. En contraste, el auge anterior a la crisis del peso de 1994 se muestra con una serie de brechas de producto positivas y amplias.

Al estimar la ecuación (7) para México, se comenzó con cuatro rezagos para cada una de las variables explicativas y se encontró que solamente el primer rezago de la inflación, el segundo rezago de la brecha de producto y el primer rezago de la depreciación fueron estadísticamente significativas. Dado que el objetivo de este artículo es examinar modelos que puedan ser usados tanto para explicar y pronosticar la inflación, se decidió usar esta especificación parsimoniosa.<sup>39</sup> Adicionalmente a los valores rezagados, también se intentaron especificaciones con valores contemporáneos de la brecha de producto y la tasa de depreciación pero solamente la última de éstas fue estadísticamente significativa.

Se reportan los resultados de la estimación para la versión parsimoniosa de la curva de Phillips en la tercera columna del cuadro A.1, del apéndice 2. Como se muestra en el cuadro, la curva de Phillips hace un buen trabajo explicando los movimientos de la inflación mexicana durante las dos décadas pasadas. Efectivamente la *R* cuadrada ajustada es alta y todos los coeficientes son estadísticamente significativos; adicionalmente, tienen el signo correcto y una magnitud razonable. Los coeficientes estimados de la curva de Phillips son generalmente consistentes con nuestras suposiciones previas. Por ejemplo, el coeficiente de inflación rezagada es aproximadamente 0.6. Esto indica que un incremento de 1% en la inflación del trimestre anterior se convertirá en 0.6% de inflación en el trimestre actual. El coeficiente de la brecha de producto es positivo e implica que un incremento de 1% en el mismo presionará la infla-

<sup>39</sup> En otras palabras, el incluir desahogos adicionales de las variables explicatorias cuando no añaden información al modelo no es particularmente útil.

ción a subir 0.4% en el corto plazo. El efecto contemporáneo de la depreciación se estima en 0.34.

En adición a los resultados reportados en el cuadro A.1 del apéndice, también se incluye la estimación de un modelo AR(1). Este modelo será usado como un estándar mínimo para los tres modelos más elaborados. La especificación puede parecer muy sencilla pero rezagos adicionales e incluso términos MA no son significativos. La mejora de los modelos propuestos con respecto al simple modelo autorregresivo es notable con la excepción del modelo monetario que solamente ofrece una mejora marginal. El modelo que parece mejor es el de sobrecosto ya que tiene el coeficiente de bondad de ajuste más alto y el menor error estándar de la regresión (EER). A continuación se examina el desempeño predictivo de los tres modelos.

## V. COMPARACIÓN DEL DESEMPEÑO PREDICTIVO

En esta sección se examina el desempeño de los tres modelos en pronósticos fuera de muestra; se comparan entre sí y con los de el modelo AR(1). Para hacer esto se estiman todos los modelos de modo recursivo comenzando con 1983:1-1996:4 como período inicial aumentando una observación más cada trimestre y generando un nuevo pronóstico; posteriormente se acumula la inflación pronosticada de los siguientes cuatro trimestres. Llevamos a cabo lo anterior utilizando tanto valores observados como pronosticados de las variables explicatorias.<sup>40</sup> Los valores pronosticados de las series utilizadas son aquellos que habrían estado disponibles al momento de hacer el pronóstico. Así, en el caso de cuando el período de estimación terminó en 1996:4 y el período de pronóstico comenzó en 1997:1, se utilizó la información que habría estado disponible en dicho trimestre. Se necesitan valores pronosticados de las variables explicativas en todos los modelos excepto el de inflación rezagada, la cual puede ser obtenido de las ecuaciones de pronóstico mismas. Los valores pronosticados para las variables explicatorias fueron obtenidas de una combinación de modelos y pronósticos del mercado.<sup>41</sup>

<sup>40</sup> En el caso de la brecha de producto, no hay valores realizados porque esta variable no es observable. La brecha de producto corresponde al escenario de información completa que se estima con de VAR estructural utilizando las variables observadas.

<sup>41</sup> Se utilizaron los pronósticos del mercado producidos por el *Consensus Forecasts* para el tipo de cambio, los niveles de precios de México y Estados Unidos, el precio del petróleo y el PIB mexicano.

El desempeño fuera de la muestra fue comparado en los cuadros A.2 y A.3, del apéndice 2, usando tres diferentes medidas: la raíz del error medio cuadrático (RMSE), el error absoluto medio (MAE) y el error medio (ME). Los resultados sugieren que el modelo con el mejor desempeño basado en estos ejercicios es el modelo de sobrecosto, y esto ocurre sin importar si los valores pronosticados de las variables explicativas fueron los realizados o los pronosticados. La curva de Phillips se desempeña mejor que el modelo de la brecha de dinero y el modelo AR(1) utilizando los valores observados de las variables explicatorias pero se desempeña peor cuando se utilizan los valores pronosticados de las mismas.

## VI. IMPLICACIONES DE LOS RESULTADOS PARA MÉXICO EN UN AMBIENTE DE BAJA INFLACIÓN

Los resultados presentados en la secciones IV y V sugieren que, aún en el período más reciente, los modelos que incorporan al tipo de cambio se desempeñan bien en términos de explicar y pronosticar la inflación en México. Tanto el modelo de sobrecosto (*markup*) como la curva de Phillips se desempeñan mejor que los otros modelos porque en ambos el tipo de cambio tiene un papel prominente aún con una variable adicional en cada caso (salarios o la brecha de producto).

Las implicaciones de nuestros resultados para el ambiente actual de baja inflación observado en México no son obvias porque las estimaciones han cubierto períodos de alta y baja inflación. Sin embargo, el desempeño de pronóstico de los modelos sugiere que el modelo de sobrecosto ha sido más consistente en términos de producir errores más pequeños aún en el período más reciente. Esto no significa que otras variables diferentes al tipo de cambio no se volverán más importantes en el futuro sino que trabajo adicional será necesario para identificar sus efectos en un ambiente más estable.

Hay razones de peso para esperar un cambio en la importancia relativa de los diferentes determinantes basados en la observación de la historia mexicana previa. Como un ejemplo de esta afirmación considérese el efecto de la inflación de Estados Unidos sobre la inflación mexicana. En nuestras ecuaciones, esta variable, siempre que ha sido necesaria, se restringe a tener los mismos coeficientes de la depreciación del tipo de cambio o de lo contrario se vuelve no significativa. Sin embargo, sabemos que esta variable es importante porque fue necesaria para man-

tener la condición de PPP (el nivel de precios desde 1980 se ha incrementado en casi exactamente la misma proporción que los precios de Estados Unidos expresados en pesos mexicanos) pero su efecto individual en el período de muestra es difícil de detectar porque el tipo de cambio ha sido muchas veces más variable. Si el mismo efecto es estimado cuando el tipo de cambio se encontraba fijo en México (de 1954 a 1975) entonces el coeficiente de la inflación de Estados Unidos es muy significativo a cualquier nivel propuesto. Algo similar ocurre con la brecha monetaria.

Con lo que respecta a la brecha de producto, los períodos en la historia mexicana cuando la actividad económica ha estado evidentemente arriba del potencial fueron pocas antes del período de muestra así que su efecto sobre la inflación es difícil de medir en ese caso también. Uno de estos episodios tomó lugar al final de los setentas porque el gasto gubernamental se incrementó considerablemente bajo la expectativa de mayores ingresos petroleros. Muchos analistas consideraron entonces que una gran parte del empuje inflacionario en ese período provenía de una elevada demanda agregada (el tipo de cambio estaba fijo). Por estas razones pensamos que tan pronto como la variabilidad del tipo de cambio se estabilice a un nivel bajo, como ha ocurrido en los últimos años, el énfasis de la política monetaria se desplazará a otro tipo de perturbaciones.

## VII. CONCLUSIONES

Nuestros resultados de estimación y pronóstico sugieren que la evolución del tipo de cambio continúa siendo un factor muy importante para explicar la inflación. En efecto, el modelo que se desempeña mejor es aquél que le da mayor importancia al tipo de cambio. La curva de Phillips hace un buen trabajo en explicar y pronosticar la inflación cuando se utilizan valores observados de las variables explicativas, pero no lo hace también cuando se utilizan valores pronosticados de ellas. El modelo de brecha de dinero no parece muy útil en su forma actual dado que es incapaz de superar a un simple modelo AR(1).<sup>42</sup> Sin em-

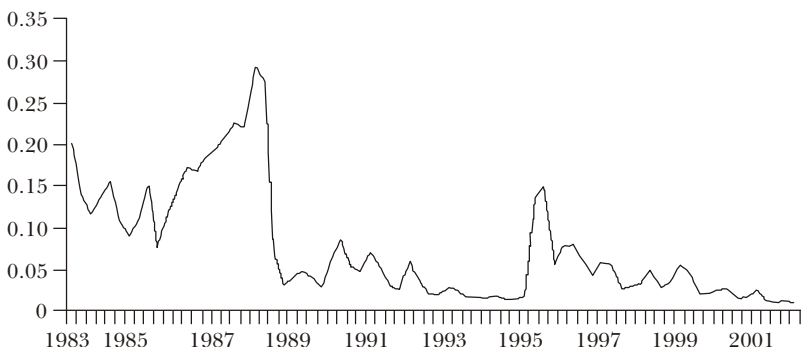
<sup>42</sup> No parece apropiado incluir la depreciación del tipo de cambio como un término adicional en el modelo de la brecha monetaria. Un modelo de brecha de dinero teóricamente consistente debería ser capaz de explicar cambios en los precios de los bienes comerciables y no comerciables. Adicionalmente, el tipo de cambio se determina en gran medida por la evolución del dinero; la inclusión de ambas variables genera problemas de multicolinealidad.

bargo, valdrá la pena explorar si modelos monetarios más sofisticados hacen un mejor trabajo para explicar y pronosticar la inflación en México. Se deja esto para investigación futura.

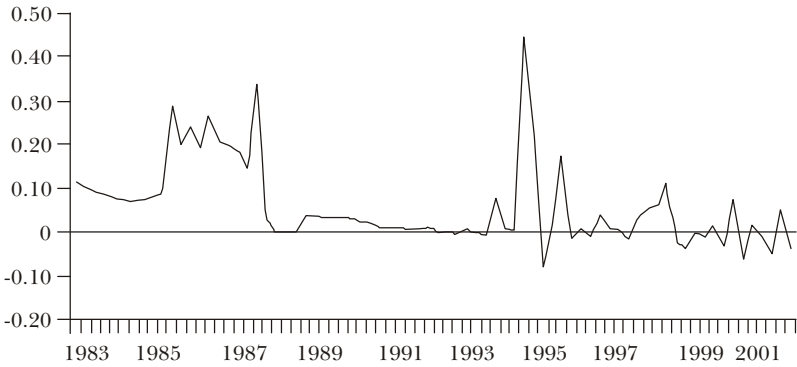
Como se discutió antes, la política monetaria por naturaleza propia es conducida en un ambiente caracterizado por la incertidumbre y el cambio tanto en países industriales como en desarrollo. La incertidumbre es probablemente mayor en un país como México, donde cambios significativos su ambiente económico y político han tomado lugar durante las dos últimas décadas. Todo esto sugiere que podría haber un papel para múltiples modelos de inflación en la conducción de la política monetaria mexicana. Basados en los resultados presentados en este artículo, parece que el modelo de sobrecosto (*markup*) y la curva de Phillips aumentada con el tipo de cambio podrían ofrecer visiones complementarias del contexto mexicano. Sin embargo, es claro que en ambos modelos el tipo de cambio aún tiene un papel dominante. En tanto la volatilidad de esta variable se ha reducido, es de esperarse un mayor papel para otras variables.

### Apéndice 1

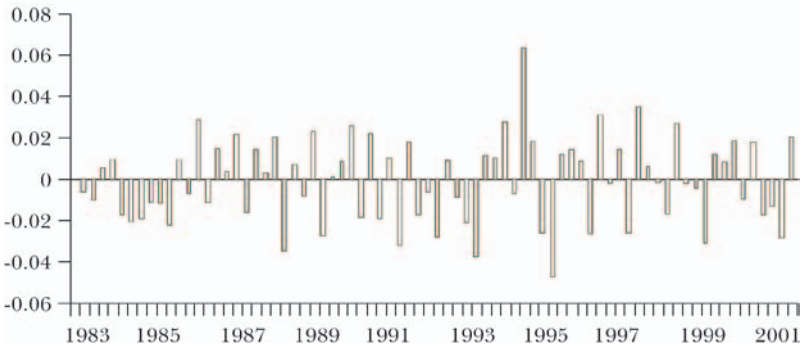
**GRÁFICA A.I.** INFLACIÓN DEL INPC (TRIMESTRE A TRIMESTRE), 1983:1-2001:4



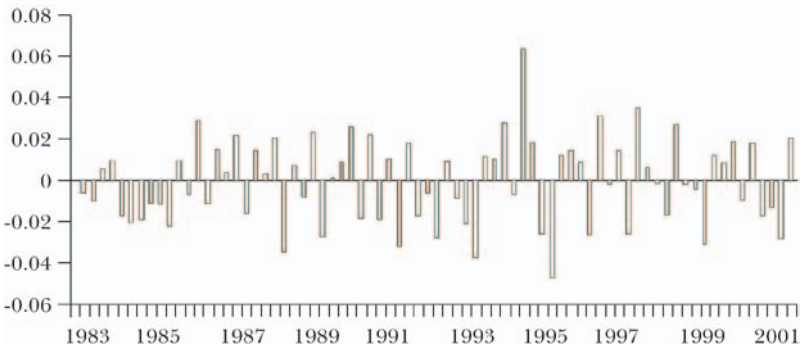
**GRÁFICA A.II.** TASA DE DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO PESO/DÓLAR, 1983:1-200:4



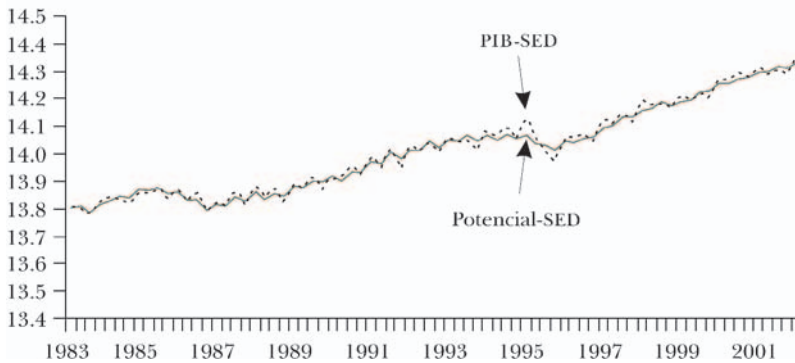
**GRÁFICA A.III.** BRECHA DE PRODUCTO DE MÉXICO, ESTIMADA USANDO SVAR DE 3 VARIABLES, N. S. A. (SIN ESTADÍSTICAS DISPONIBLES), 1983:1-2001:4



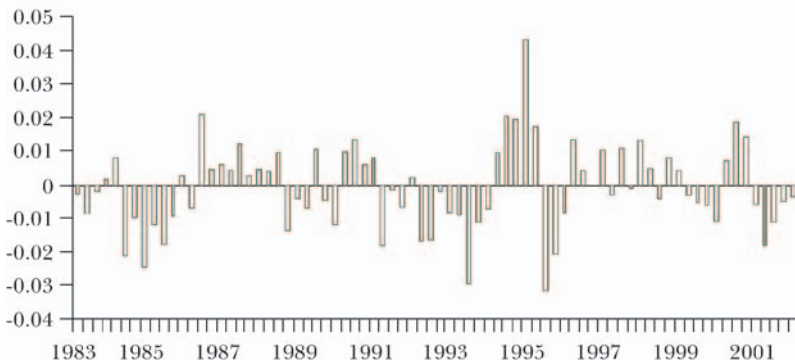
**GRÁFICA A.IV.** BRECHA DE PRODUCTO DE MÉXICO, ESTIMADA USANDO SVAR DE 3 VARIABLES, S. E. D. (SIN ESTADÍSTICAS DISPONIBLES), 1983:1-2001:4



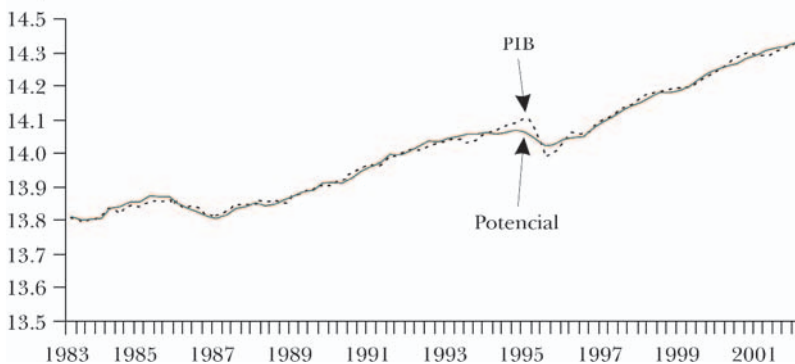
**GRÁFICA A.V.** PIB Y PIB POTENCIAL DE MÉXICO, EN FORMA LOGARÍTMICA, SIN ESTADÍSTICAS DISPONIBLES, 1983:1-2001:4



**GRÁFICA A.VI.** BRECHA DE PRODUCCIÓN DE MÉXICO, ESTIMADA POR MEDIO DE SVAR DE 3 VARIABLES, ESTADÍSTICAS DISPONIBLES, 1983:1-2001:4



**GRÁFICA A.VII.** PIB Y PIB POTENCIAL DE MÉXICO, EN FORMA LOGARÍTMICA, 1983:1-2001:4



## Apéndice 2

## Resultados de la estimación y pronósticos

**CUADRO A. 1. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN, VARIABLE DEPENDIENTE:**  
 $\Delta p_t$  ( $u/t$ ), 1983:1-2001:4

	<i>Modelo de sobrecosto</i>	<i>Modelo mone- tario</i>	<i>Curva de Phi- lips</i>	<i>AR(1)</i>
<i>Constante</i>	-0.9326 (0.001)	-0.5344 (0.166)	0.0269 (0.000)	0.0209 (0.073)
<i>EC (modelo de sobrecosto)</i>	-0.1374 (0.001)			
$\Delta p_{t-1}$	0.5164 (0.000)	0.8681 (0.000)	0.5844 (0.000)	0.8773 (0.000)
$\Delta w_t$	0.1654 (0.001)			
$\Delta p_{eu_t}$	0.1511 (0.000)			
<i>Brecha monetaria</i> $_{t-1}$		0.0546 (0.148)		
<i>Brecha producto</i> $_{t-2}$			0.3954 (0.033)	
$\Delta s_{t-1}$			0.1164 (0.017)	
$\Delta s_t$			0.2325 (0.000)	
<i>1988:2 dummy</i>	-0.0935 (0.000)			
<i>1994:4 dummy</i>			-0.1263 (0.000)	
No. bs.	76	76	76	76
$R^2$	0.945	0.806	0.916	0.799
Adj. $R^2$	0.938	0.792	0.906	0.788
S.E.E.	0.017	0.031	0.021	0.031
Jarque-Bera	4.687	174.223	143.98	236.12
LM AR(4)	1.821	1.317	0.767	1.382
LM ARCH (4)	1.379	1.656	1.873	0.963
White-Heterocedasticity	1.883	4.224	6.320	5.167
RESET	17.870	0.010	1.316	0.016

NOTAS: Los números entre paréntesis son los valores  $p$ . Valores en cursiva indican significatividad al menos al nivel del 10%. Variables estacionales se incluyeron en cada regresión. Los errores estándar son consistentes a problemas de heterocedasticidad.



**CUADRO A. 2.** DESEMPEÑO DEL PRONÓSTICO FUERA DE MUESTRA (DINÁMICO), USANDO LOS VALORES OBSERVADOS DE LAS VARIABLES EXPLICATORIAS, PERÍODO DE ESTIMACIÓN: 1983:1-1996:4, PERÍODO DE PRONÓSTICO, 1997:1-2001:4

	<i>Modelo de sobrecosto</i>	<i>Modelo monetario</i>	<i>Curva de Phillips</i>	<i>AR(1)</i>
Raíz del error cuadrático medio (RMSE)	0.037	0.094	0.061	0.084
Error medio absoluto (MAE)	0.031	0.074	0.048	0.075
Error medio (ME)	-0.031	0.063	0.042	0.075

**CUADRO A. 3.** DESEMPEÑO DEL PRONÓSTICO FUERA DE MUESTRA (DINÁMICO), USANDO LOS VALORES PRONOSTICADOS DE LAS VARIABLES EXPLICATORIAS, PERÍODO DE ESTIMACIÓN: 1983:1-1996:4, PERÍODO DE PRONÓSTICO, 1997:1-2001:4

	<i>Modelo de sobrecosto</i>	<i>Modelo monetario</i>	<i>Curva de Phillips</i>	<i>AR(1)</i>
Raíz del error cuadrático medio (RMSE)	0.038	0.105	0.155	0.084
Error medio absoluto (MAE)	0.033	0.085	0.133	0.075
Error medio (ME)	-0.033	0.069	0.123	0.075

### *Apéndice 3*

#### **Resultados de las pruebas de raíz unitaria y cointegración**

**CUADRO A. 4.** RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA EN LAS VARIABLES USADAS EN LA CURVA DE PHILLIPS, 1983:1-2001:4

<i>Series</i>	<i>ADF (sin tend.)</i>	<i>ADF (con tend.)</i>	<i>PP (sin tend.)</i>	<i>PP (con tend.)</i>
Inflación del INPC	-2.25 (0.19)	<i>-3.20</i> (0.08)	<i>-14.60</i> (0.08)	<i>-23.70</i> (0.04)
Tipo de cambio	-2.52 (0.11)	-2.44 (0.36)	-2.38 (0.27)	-2.93 (0.06)
Tipo de cambio (d)	-2.13 (0.23)	-2.79 (0.20)	<i>-28.72</i> (0.01)	<i>-38.00</i> (0.00)
Brecha producto (%)	<i>-4.91</i> (0.00)	<i>-5.16</i> (0.00)	<i>-65.03</i> (0.00)	<i>-68.48</i> (0.00)

NOTAS: Las columnas etiquetadas con "ADF" y "PP" reportan los estadísticos de prueba de Dickey-Fuller aumentada y pruebas de Phillips-Perron, respectivamente. Los números entre paréntesis son los valores *p*. Los números en cursiva indican significatividad al menos al 10 por ciento.

**CUADRO A. 5.** RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA DE LAS VARIABLES EN EL VAR ESTRUCTURAL, 1980:1-2001:4

<i>Series</i> (en Logs)	<i>ADF</i> (sin tend.)	<i>ADF</i> (con tend.)	<i>PP</i> (sin tend.)	<i>PP</i> (con tend.)
Precio real petróleo (nivel)	-1.98 (0.29)	-2.54 (0.31)	-4.76 (0.46)	-10.20 (0.39)
Precio real petróleo (diferencia)	-5.08 (0.00)	-5.28 (0.00)	-55.51 (0.00)	-54.44 (0.00)
PIB real (nivel)	1.65 (0.00)	-1.56 (0.19)	-0.08 (0.05)	-40.08 (0.00)
PIB real (diferencia)	-3.05 (0.03)	-3.89 (0.01)	-141.1 (0.00)	-139.23 (0.00)
Tipo de cambio real (nivel)	-3.30 (0.01)	-3.72 (0.02)	-11.36 (0.14)	-11.26 (0.36)
Tipo de cambio real (diferencia)	-3.68 (0.00)	-3.87 (0.01)	-100.5 (0.00)	-98.48 (0.00)

NOTAS: Las columnas etiquetadas con “ADF” y “PP” reportan los estadísticos de prueba de Dickey-Fuller aumentada y pruebas de Phillips-Perron, respectivamente. Los números entre paréntesis son los valores  $p$ . Los números en cursiva indican significatividad al menos al 10 por ciento.

**CUADRO A. 6.** RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE LAS VARIABLES EN EL VAR ESTRUCTURAL, 1980:1-2001:4

	$\lambda_{max}$	$\lambda_{trace}$
$H_0: r=0$	15.84	22.23
Valor crítico (95%)	20.78	29.51

NOTAS: Las columnas con las etiquetas “ $\lambda_{max}$ ” y “ $\lambda_{trace}$ ” reportan los estadísticos de prueba y los valores críticos usados en la prueba de cointegración de Johansen. En ambos casos, la hipótesis nula es la ausencia de cointegración. El número de rezagos fue seleccionado con la estrategia general a específico.

## Apéndice 4

### Estimación del producto potencial utilizando la metodología de un VAR estructural: ecuaciones clave<sup>35</sup>

Asúmase que el precio internacional del petróleo (*oil*), PIB real mexicano (*y*) y el tipo de cambio real bilateral México/Estados Unidos (*rer*) siguen un proceso estacionario en forma de primeras diferencias que responden a tres tipos de perturbaciones or-

<sup>35</sup> Esta sección se basa en DeSerres, Guay y St-Amant (1995).

togonales: perturbaciones al precio del petróleo ( $\varepsilon_{oil}$ ), otras perturbaciones de oferta ( $\varepsilon_s$ ) y perturbaciones de demanda ( $\varepsilon_d$ ). Así, estas variables se determinan conjuntamente en este sistema. El modelo estructural correspondiente a este sistema puede tener la siguiente representación de promedios móviles:

$$(8) \quad \Delta x_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} = A(L) \varepsilon_t$$

donde

$$(9) \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{oil} \\ \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \end{bmatrix} \quad \text{y} \quad \Delta x_t = \begin{bmatrix} \Delta oil \\ \Delta y \\ \Delta r_{er} \end{bmatrix}$$

y la varianza de las perturbaciones estructurales se normalizan de tal modo que  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t) = I$ .

Para poder identificar este modelo estructural, la forma reducida del modelo VAR dada por:

$$(10) \quad \Delta x_t = B_1 \Delta x_{t-1} + \dots + B_q \Delta x_{t-q} + e_t$$

debe ser estimada primero, donde  $e_t$  es el vector residuales estimados,  $q$  es el numero de rezagos, y  $E(e_t e_t) = \Sigma$ . Dado que el proceso estocástico es estacionario, la ecuación (9) puede ser reescrita como un proceso de promedios móviles de orden infinito como sigue:

$$(11) \quad \Delta x_t = e_t + C_1 e_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} C_i e_{t-i} = C(L) e_t$$

Esta representación del proceso es única y puede ser obtenida estimando primero e invirtiendo después la representación VAR de la ecuación (9). Los residuales de la forma reducida del modelo están así relacionados con los residuales estructurales como sigue:

$$(12) \quad \varepsilon_t = A'_0 e_t$$

lo cual implica que:

$$(13) \quad E(e_t e_t) = A_0 E(\varepsilon_t \varepsilon_t) A'_0$$

y así:

$$(14) \quad A_0 A'_0 = \Sigma$$

Para poder estimar las perturbaciones estructurales  $\varepsilon$  a partir de las perturbaciones de la forma reducida  $e$  [encontrada al estimar la ecuación (9)], necesitamos imponer algunas restriccio-

nes de identificación para evaluar los elementos de  $A_0$ . Dado que se tiene un sistema de tres variables,  $A_0$  tiene nueve elementos. Puesto que la matriz de varianza-covarianza estimada  $\Sigma$  es simétrica, la ecuación (13) provee seis restricciones de identificación independientes. Así, necesitamos imponer tres restricciones adicionales provenientes de (7), (11) y (13). Notamos que la matriz de efectos de largo plazo de las perturbaciones de la forma reducida,  $C(1)$ , está relacionada a la matriz equivalente de las perturbaciones estructurales,  $A(1)$ , de la siguiente manera:

$$(15) \quad A(1) = C(1)A_0$$

donde la matriz  $C(1)$  se calcula del VAR estimado. Por ello, se imponen tres restricciones de identificación sobre  $A(1)$ , basadas la teoría económica. La primera sigue del supuesto de que las perturbaciones de demanda no tiene efectos permanentes sobre el producto. Siguiendo a Blanchard y Quah (1989), entre otros, esto implica que todas las perturbaciones de demanda tienen un efecto transitorio sobre el producto son interpretados como perturbaciones de demanda. La segunda y tercera restricciones, las cuales permiten distinguir entre perturbaciones del precio del petróleo y otras perturbaciones de oferta, está basado en el supuesto de que solamente las primeras tienen efectos de largo plazo sobre el precio del petróleo.

Así se obtiene la siguiente descomposición estructural para el producto:

$$(16) \quad \Delta y_t = \mu + A_{oit}(L)\varepsilon_{oit} + A_s(L)\varepsilon_{st} + A_d(L)\varepsilon_{dt}$$

donde los movimientos en el producto pueden ser descompuestos en combinaciones de promedios móviles de los diferentes tipos de perturbaciones más la tendencia determinística en el producto ( $\mu$ ). Los tres primeros términos a la derecha de la ecuación (15) representan nuestra medida del producto potencial en forma de primera diferencia.

## REFERENCIAS

- Altimari, S. N. (2001), *Does Money Lead Inflation in the Euro Area?*, Banco Central Europeo (Working Paper, nº 63).
- Armour, J., J. Atta-Mensah, W. Engert y S. Hendry (1996), *A Distant Early Warning Model of Inflation Based on M1 Disequilibrium*, Banco de Canadá (Working Paper, nº 96-05).

- Blanchard, O. J., y D. Quah (1989), "The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-73.
- Blinder, A. S. (1998), *Central Banking in Theory and Practice*, MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Callen, T., y D. Chang (1999), *Modelling and Forecasting Inflation in India*, FMI (Working Paper WP/99/119).
- Campbell, J. Y., y P. Perron (1991), "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", en S. Fischer (ed.), *Macroeconomics Annual 1991*, NBER, MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Catão, L., y M. Terrones (2001), *Fiscal Deficits and Inflation: A New Look at the Emerging Market Evidence*, FMI (Working Paper WP/01/74).
- Coe, D. T., y C. J. McDermott (1999), "Does the Gap Model Work in Asia?", *IMF Staff Papers*, vol. 44, n° 1, pp. 59-80.
- De Brower, G., y N. Ericsson (1998), "Modelling Inflation in Australia", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, n° 4.
- DeSerres, A., A. Guay y P. St-Amant (1995), *Estimating and Projecting Potential Output using Structural VAR Methodology*, Banco de Canadá (Working Paper, n° 95-2).
- Duguay, P. (1994), "Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada: An Aggregate Approach," *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, pp. 39-61.
- Engert, W., y J. Selody (1998), *Forecasting Inflation with the MI-VECM: Part Two*, Banco de Canadá (Working Paper, n° 98-6).
- Engert, W., y J. Selody (1998), *Uncertainty and Multiple Paradigm of the Monetary Transmission Mechanism*, Banco de Canadá (Working Paper, n° 98-7).
- Fillion, J. F., y A. Léonard (1997), *La courbe de Phillips au Canada: un examen de quelques hypothèses*, Banco de Canadá (Working Paper, n° 97-3).
- Fischer, S., R. Sahay y C. Vegh (2002), "Modern Hyper- and High Inflation", *Journal of Economic Literature*, próxima publicación.
- Fischer, S. (1994), "Modern Central Banking", en F. Capie, C. Goodhart, S. Fischer y N. Schnadt (eds.), *The Future of Central Banking*, Cambridge University Press, Nueva York.
- Freedman, C. (2000), "Monetary Aggregates and Monetary Policy in the Twenty-First Century: Discussion", en *The Evolution of Monetary Policy and the Federal Reserve System Over the Past Thirty Years: A Conference in Honour of Frank Morris*, Banco Federal de Reserva de Boston (Conference Series, n° 45).

- Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58, pp. 1-17.
- Fung, B. S. C., y M. Kasumovich (1998), "Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There a Puzzle?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, nº 3, pp. 575-92.
- Gali, J., M. Gertler y J. D. López-Salido (2001), "European Inflation Dynamics", *European Economic Review*, vol. 45, nº 7, pp. 1237-70.
- Gamboa, R., y F. Aportela (2001), *La política fiscal y la inflación: el caso de México*, texto mimeografiado, Banco de México, próxima publicación en: "La inflación en México", *Gaceta de Economía*, ITAM, próxima publicación.
- Garcés Díaz, D. G. (1999), *Determinación del nivel de precios y la dinámica inflacionaria en México*, Banco de México (Doc. de trabajo, nº 9907).
- Garcés Díaz, D. G. (2001), *Cambios de régimen en el pass-through y la incertidumbre inflacionaria*, texto mimeografiado, Banco de México.
- Garcés Díaz, D. G. (2002), *Agregados monetarios, inflación y actividad económica en México*, Banco de México (Doc. de trabajo, nº 2002-17).
- García, C., y J. Restrepo (2001), *Price Inflation and Exchange Rate Passthrough in Chile*, Banco de Chile (Working Paper, nº 128).
- González, J. (1998), "Regímenes cambiarios y el traspaso del tipo de cambio: ¿hay un enigma mexicano?", *El Trimestre Económico*, vol. 65, nº 1, pp. 49-97.
- Goodfriend, M., y R. King (1997) "The New Neoclassical Synthesis", en B. Bernanke y J. Rotemberg (eds.), *Macroeconomics Annual 1997*, NBER, MIT Press, Cambridge, (Mass.).
- Goodfriend, M. (1997), "A Framework for the Analysis of Moderate Inflation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, nº 1, pp. 45-66.
- Gordon, R. J. (1997), "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, nº 1, pp. 11-32.
- Graff, J. (1995), *Comportamiento de los precios de exportación de productos manufacturados: México, 1980-1994*, Banco de México (Doc. de trabajo, nº 9505).
- Hallman, J. J., R. D. Porter y D. H. Small (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in The Long Run?", *American Economic Review*, vol. 81, nº 4, pp. 841-858.
- Hansen, B. (1992), "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Economic and Business Statistics*, vol. 10, pp. 321-335.

- Hendry, S. (1995), *Long-Run Demand for M1*, Banco de Canadá (Working Paper, nº 95-11).
- Fondo Monetario Internacional (1996), "The Rise and Fall of Inflation: Lessons from the Postwar Experience", *World Economic Outlook*, cap. IV, FMI, octubre.
- Fondo Monetario Internacional (2001), "The Decline of Inflation in Emerging Markets: Can It Be Maintained?", *World Economic Outlook*, cap. IV, FMI, mayo.
- Jácome H., L. (2001), *Legal Central Bank Independence and Inflation in Latin America During the 1990s*, FMI (Working Paper WP/01/212).
- Jonsson, G. (1999), *Inflation, Money Demand, and Purchasing Power Parity in South Africa*, FMI (Working Paper WP/99/122).
- Kenny, G., y D. McGettigan (1999), "Modelling Traded, Non-Traded and Aggregate Inflation in a Small Open Economy: the Case of Ireland", *The Manchester School*, vol. 67, nº 1, pp. 60-88.
- Kichian, M. (2001), *On the Nature and Stability of the Canadian Phillips Curve*, Banco de Canadá (Working Paper, nº 2001-4).
- King, M. (2002), "No money, no inflation—the role of money in the economy", *Bank of England Quarterly Bulletin*, verano.
- Longworth, D., y C. Freedman (2000), *Models, Projections and the Conduct of Policy at the Bank of Canada*, documento preparado para la conferencia sobre "Política y estabilidad monetarias: la experiencia internacional", Banco de México, 14-15 de noviembre.
- Lougani, P., y P. Swagel (2001), *Sources of Inflation in Developing Countries*, FMI (Working Paper WP/01/198).
- Macklem, T. (1997), "Capacity Constraints, Price Adjustment and Monetary Policy", *Bank of Canada Review*, primavera.
- Messmacher, M. (2000), *Stabilisation Policies in Mexico: 1980-2000*, texto mimeografiado, Banco de México.
- Messmacher, M., y A. Werner (2001), "La inflación en México: 1950-2000", en "La inflación en México", *Gaceta de Economía*, ITAM, próxima publicación.
- Mohanty, M. S., y M. Klau (2001), "What determines inflation in emerging market countries?", en *Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries* (BIS Papers, nº 8).
- Pérez-López, A. (1996), *Un Estudio Econométrico sobre la Inflación en México*, Banco de México (Doc. de trabajo, nº 9604).
- Phillips, A. W. (1958), "The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, vol. 25, pp. 283-99.

- Phillips, A., y B. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variable Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 99-125.
- Santaella, J. A. (2001), "El traspaso inflacionario del tipo de cambio, la paridad del poder de compra y anexas: la experiencia mexicana", en "La inflación en México", *Gaceta de Economía*, ITAM, próxima publicación.
- Schwert, G. W. (1989), "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, pp. 147-59.
- Simone, F. (2000), *Forecasting Inflation in Chile Using State-Space and Regime-Switching Models*, FMI (Working Paper WP/00/162).
- Springer, P., y M. Kfoury (2002), "A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil", *Brazilian Journal of Applied Economics*, vol. 6, n° 1, pp. 31-48.
- Stock, J. H., y M. W. Watson (1999), "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, pp. 293-335.
- Torres, A. (2000), *Estabilidad en variables nominales y el ciclo económico: el caso de México*, Banco de México (Doc. de trabajo, n° 2000-3).
- Werner, A., y J. Ardaín (2001), "Objetivos de inflación y finanzas públicas", en "La inflación en México", *Gaceta de Economía*, ITAM, próxima publicación.



*Jesús Ferreyra Gugliermino*  
*Rafael Herrada Vargas*

# Tipo de cambio real y sus fundamentos: estimación del desalineamiento

## I. INTRODUCCIÓN

Esta investigación compara dos enfoques para examinar en que magnitud el tipo de cambio real actual es consistente con los fundamentos económicos. El enfoque del FEER que calcula el tipo de cambio real que iguala la cuenta corriente a pleno empleo con una cuenta corriente objetivo teniendo en cuenta criterios de sostenibilidad de la cuenta corriente. El enfoque del BEER utiliza métodos econométricos para establecer un vínculo para explicar el tipo de cambio real con las principales variables económicas que lo explican.

El documento se ha dividido en dos partes. En la sección II se expone el marco teórico presentando una breve discusión sobre las diferentes bases conceptuales que deben tomarse en cuenta para la especificación de un modelo de tipo de cambio real de equilibrio. Partiendo de una rápida revisión de las defi-

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, la investigación de J. Ferreyra Gugliermino y R. Herrada Vargas, economistas en los Departamentos de Análisis y Programación Financiera y Análisis del Sector Externo, respectivamente, del Banco Central de Reserva del Perú, que fue presentada en la VII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, organizada por el Banco de Guatemala, celebrada en la ciudad de Guatemala, del 20 al 22 de noviembre de 2002. Las opiniones vertidas en este trabajo no representan necesariamente las del Banco.*

niciones de equilibrio y desalineamiento, se pasa a una descripción de modelos uniecuacionales y estructurales, como las principales alternativas propuestas en la literatura para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio. Asimismo se define los conceptos del FEER y el BEER.

En la sección III se estiman los dos enfoques presentados en la sección anterior. Para ello se hace un resumen de la metodología utilizada en la estimación. Asimismo, se presenta un estudio sobre la sostenibilidad de la cuenta corriente. Finalmente, en la sección IV se mencionan las conclusiones.

## **II. TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO Y DESALINEAMIENTO: ASPECTOS CONCEPTUALES Y DE ESPECIFICACIÓN**

En esta sección se presenta una breve discusión sobre las diferentes bases conceptuales que deben tomarse en cuenta para la especificación de un modelo de tipo de cambio real de equilibrio. Partiendo de una rápida revisión de las definiciones de equilibrio y desalineamiento, se pasa a una descripción de modelos uniecuacionales y estructurales, como las principales alternativas propuestas en la literatura para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio.

### **1. Definiciones**

Según Nurkse (1945) el tipo de cambio real de equilibrio se define como: “el valor del tipo de cambio real compatible con los objetivos de equilibrio interno y externo, dados determinados valores de “otras variables” que puedan influir sobre esos objetivos”. Por equilibrio externo, esta definición se refiere a un influjo de capital externo sostenible que le permita financiar el déficit en la cuenta corriente de la balanza de pagos, y por equilibrio interno se refiere a un mercado de bienes no transables<sup>1</sup> en equilibrio sostenible.

En forma similar, Edwards (1989) define el tipo de cambio real de equilibrio como: “aquel precio relativo de bienes transables a no transables que, para unos valores sostenibles dados (de equilibrio) de otras variables relevantes –tales como impuestos, precios internacionales y tecnología– produzca simultá-

<sup>1</sup> Nótese que esta definición lleva implícita la definición de tipo de cambio real como precio relativo de bienes transables en términos de bienes no transables. Esta es la definición que, salvo indicación contraria, usamos a lo largo de la sección II.

neamente el equilibrio interno y externo. El equilibrio interno significa que el mercado de bienes no transables se limpia en el período en curso, y se espera que se mantenga equilibrado en períodos futuros. En esta definición del tipo de cambio real de equilibrio está implícito que el equilibrio ocurre cuando el desempleo está en su nivel natural. El equilibrio externo se alcanza cuando se cumple la restricción presupuestaria intertemporal, según la cual la suma descontada de la cuenta corriente de un país tiene que ser igual a cero. En otras palabras, el equilibrio externo significa que los saldos en cuenta corriente (actuales y futuros) son congruentes con los flujos de capital sostenibles a largo plazo.”

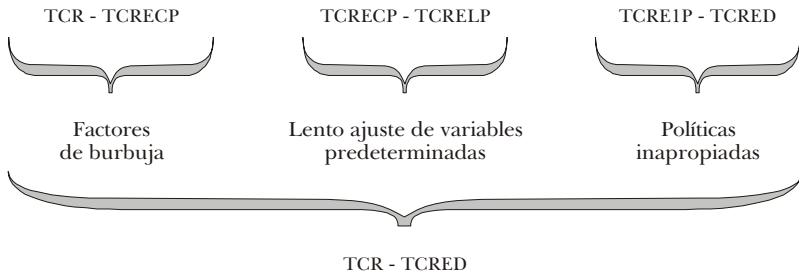
Ambas definiciones hacen referencia a la noción de sostenibilidad como condición necesaria para el equilibrio del tipo de cambio real. De allí que el tipo de cambio de real de equilibrio sea, en general, un concepto con naturaleza de largo plazo. Esto último, a su vez, implica la existencia de lo que en la literatura se ha denominado *brecha* o *desalineamiento* del tipo de cambio real, vale decir, la diferencia entre el tipo de cambio real corriente u observado y el tipo de cambio real de equilibrio o sostenible en el largo plazo.

En general, se dice que una moneda se encuentra sobrevaluada (o subvaluada), en términos reales, si el tipo de cambio real corriente se encuentra por debajo (por encima) del tipo de cambio real de equilibrio.<sup>2</sup> En términos de política, una significativa brecha negativa suele usarse como un indicador adelantado de una crisis de balanza de pagos, mientras que una brecha positiva pronunciada suele ser un indicio de mayor inflación futura.

Teóricamente el desalineamiento podría dividirse en 3 componentes: *i*) la brecha entre el tipo de cambio observado y el tipo de cambio real de equilibrio de corto plazo, esta brecha podría atribuirse a los efectos de burbuja o especulativos y se dan en el corto plazo; *ii*) la brecha entre el tipo de cambio real de equilibrio de corto plazo y el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo, la cual surge por el ajuste lento de las variables predeterminadas, estas variables se modifican en el tiempo de manera endógena, en función de otras variables que pueden ser también endógenas, así como de las variables de política y

<sup>2</sup> Si se considera que en una economía pequeña los precios de bienes transables satisfacen la condición de paridad del poder de compra (PPC), la definición transables/no transables toma una forma muy similar a la comúnmente usada (basada en la PPC): (tipo de cambio nominal x precios externos)/(precios internos).

las exógenas, son ejemplos de variables predeterminadas el salario nominal (de ajuste rápido), el *stock* de capital (de ajuste lento), la deuda externa neta (de ajuste intermedio); y *iii*) la brecha entre el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo y el tipo de cambio real de equilibrio deseado, la cual surge de las políticas inapropiadas.



El desalineamiento del tipo de cambio real al que nos referimos es la brecha entre el tipo de cambio real observado y el tipo de cambio real de equilibrio deseado. Para ello asumimos que el nivel óptimo de las variables de política es igual a su nivel sostenible.

Sin embargo, la relevancia del desalineamiento del tipo de cambio real de equilibrio ha sido puesta en tela de juicio por diferentes escuelas de pensamiento económico, como se describe en Isard y Faruquee (1998) y Montiel (1999a). En síntesis, existen dos críticas básicas al concepto de brecha del tipo de cambio real:

- El tipo de cambio siempre está en equilibrio, por lo tanto no existe brecha. De acuerdo a este enfoque, el tipo de cambio real nunca puede sufrir un desajuste considerable porque tiende a reflejar los parámetros fundamentales de la economía.
- La brecha puede existir pero es imposible medirla en la práctica.

Montiel sostiene, con respecto a la primera crítica, que aunque el tipo de cambio real pueda estar en “equilibrio” no siempre está en equilibrio de largo plazo. Es decir, tal “equilibrio” puede tratarse de un equilibrio de corto plazo no sostenible en el largo plazo. Sobre la segunda crítica, Montiel plantea que existe un reto empírico para medir el tipo de cambio real de equilibrio. Las investigaciones previas se han centrado en averiguar si el tipo de cambio real estuvo en equilibrio en al-

gún momento del tiempo y/o en medir el grado de desalineamiento.

## 2. Modelos

Edwards y Savastano (1999) detallan la dirección que ha tomado la investigación reciente sobre el tipo de cambio real. En primer lugar, se han realizado estudios de una ecuación representando la forma reducida de un modelo. Los primeros estudios de este tipo se realizaron para verificar si se cumplía la teoría de la paridad del poder de compra (PPC). Posteriormente, surge un enfoque alternativo que rechaza el cumplimiento de la PPC sobre la base que existen diversas perturbaciones internas y externas que modifican estructuralmente a la economía y que determinan niveles de equilibrio dinámicos del tipo de cambio real. Condiciones nuevas asociadas a cambios de productividad, términos de intercambio, reformas comerciales, financieras y fiscales, tasa de interés internacionales, entre otros, podrían determinar nuevos niveles de equilibrio del tipo de cambio real. Este enfoque pone énfasis en probar el efecto de los fundamentos de la economía sobre el tipo de cambio real de equilibrio.

Una segunda generación de estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio se basa en modelos estructurales. En este grupo tenemos dos clases: modelos de equilibrio parcial basados en la estimación de elasticidades de comercio, por un lado, y modelos de equilibrio general computable, de otro lado, basados en técnicas de calibración y simulación de modelo con fundamentos microeconómicos.

### *a) Modelos uniecuacionales*

#### *Estimaciones de la paridad del poder de compra*

De acuerdo con la teoría de la paridad del poder de compra (PPC) los niveles de precios de los bienes transables de todos los países deben ser iguales cuando se expresan en una misma moneda.

De este modo, el tipo de cambio debe ser tal que iguale al poder de adquisitivo de la moneda doméstica con el de la moneda extranjera. El poder adquisitivo de una moneda se mide por la cantidad de bienes y servicios que ella puede adquirir. Por ello para que la PPC se cumpla, cualquier variación en el tipo de cambio debe ser similar a la diferencia entre la inflación interna y la inflación del otro país (inflación externa).

El enfoque de la paridad de poder de compra que asume la igualación de los precios es conocida como la versión absoluta de la PPC. Sin embargo, en la práctica, la existencia de costos de transporte y costos de transacción, entre otras posibles trabas al comercio, impiden la igualación de los precios. La versión relativa de la PPC incluye los obstáculos al comercio que impide la igualación de los precios, solucionando el problema descrito.

De acuerdo a Froot y Rogoff (1995), las primeras estimaciones se realizaron sobre la siguiente ecuación de la PPC en su forma reducida:

$$e = a_0 + a_1 p + a_2 p^* + u$$

Los estudios de primera generación, basados en estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), exigían el cumplimiento de la condición de simetría (restringían  $a_1 = a_2$ ) y de homogeneidad ( $a_1 = a_2 = 1$ ). Es decir, el cumplimiento de la *versión absoluta* de la PPC. En estas estimaciones sólo se obtuvieron resultados favorables a la PPC en situaciones de alta inflación.

Los estudios de segunda generación aplicaron pruebas de raíz unitaria sobre el tipo de cambio real obteniendo que esta variable era estacionaria sólo en períodos muy largos. Finalmente, en los estudios de tercera generación se aplicaron pruebas de cointegración entre  $e$ ,  $p$ ,  $p^*$  obteniéndose una relación de largo plazo sólo en períodos muy largos y rechazando las condiciones de simetría y homogeneidad.

A partir del período de flotación de las monedas internacionales luego del rompimiento del acuerdo de Bretton Woods, numerosos estudios han establecido que la versión absoluta de la PPC no se cumple y que la versión relativa sólo se cumpliría en períodos muy largos debido a que su ajuste es sumamente lento.

#### *Estimaciones basadas en fundamentos (BEER)*

Los resultados de las estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio basadas en la PPC indicaban que esta teoría no se cumplía por efecto de otros factores que no habían sido incluidos. Estos factores se asociaban a variables importantes en la determinación del equilibrio de la economía y que afectan el tipo de cambio real. En tal sentido, los siguientes estudios optaron por identificar estos factores a los que llamaron fundamentos y relacionarlos directamente con el tipo de cambio real. Estas ecuaciones representaban una forma reducida de un modelo de equilibrio general.

En términos econométricos se puede concluir que las estimaciones basadas en la PPC mostraban desviaciones sistemáticas del equilibrio, lo que podría asociarse a que los fundamentos de la economía no son estacionarios. Por ello, los estudios que siguieron buscaron relacionar, en una sola ecuación, directamente el tipo de cambio real con sus fundamentos. Este enfoque involucraba un análisis econométrico directo del comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio al que denominamos BEER por sus siglas en inglés.

Para desarrollar estos estudios muchos autores desarrollaron modelos teóricos (que incluían marcos intertemporales, agentes representativos, flexibilidad de precios, entre otros) de los cuales se deriva una forma reducida. La forma reducida relaciona el tipo de cambio real con un conjunto de variables llamadas fundamentos. Estos fundamentos usualmente son los términos de intercambio, crecimiento del producto (o diferencial de productividad), apertura del país al comercio internacional, tarifas a las importaciones y gasto de gobierno. A continuación se expone una breve discusión relacionada con los fundamentos del tipo de cambio real.

### *Fundamentos*

Los fundamentos más considerados en la literatura son los siguientes:

- *Productividad*. La teoría más prestigiosa referente a la determinación del tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo es la referente al efecto Balassa-Samuelson. De acuerdo a Montiel (1999), esta hipótesis provee una explicación a la regularidad empírica por la que, medido en una moneda común, el nivel de precios tiende a ser más alto en un país de alto ingreso que en un país de bajo ingreso per cápita. El mecanismo que estaría detrás de este efecto descansa en los siguiente supuestos:
  - i) La función de producción en los sectores transables y no transables es de retornos constantes a escala en capital y trabajo.
  - ii) Más alto ingreso per cápita refleja más alta productividad total de los factores (PTF).
  - iii) El crecimiento de la productividad es más rápido en los sectores de bienes transables que en los sectores de bienes no transables.

*iv)* El capital es perfectamente móvil internacionalmente e intersectorialmente. En particular, se cumple la paridad de tasas de interés reales.

Si estas cuatro condiciones se cumplen, el tipo de cambio real será determinado fundamentalmente por factores de oferta y la variable clave relevante será la tasa de crecimiento de la PTF. Países con más rápido crecimiento de la PTF en relación a sus socios comerciales experimentarán una tendencia a la apreciación en términos reales.

El mecanismo es el siguiente. El incremento de la productividad en el sector de los bienes transables se traduce en un incremento de la demanda de trabajo en ese sector, con el consiguiente aumento del salario real de equilibrio. A su vez, el sector de bienes no transables despide trabajadores, que son absorbidos por el sector transable. Dado determinado tipo de cambio real, el sector de los bienes transables se expande, en tanto que el de bienes no transables se contrae. Así, el incremento en la productividad reduce la producción de bienes no transables, ocasionando un exceso de demanda en el mercado de los bienes no transables. Para reestablecer el equilibrio interno se requiere un aumento del valor real de la moneda. Por lo tanto, el aumento de la productividad en el sector de bienes transables provoca una disminución del tipo de cambio real de equilibrio (apreciación real).

- *Política fiscal.* De acuerdo a Repetto (1992), el efecto del gasto de gobierno sobre la trayectoria del tipo de cambio real de equilibrio depende de dos factores: *i)* la composición del gasto en bienes transables y no transables; *ii)* el financiamiento del gasto de gobierno que modifica la disponibilidad de recursos del sector privado, así como su nivel de gasto.

Un incremento actual del gasto de gobierno en bienes no transables tiene dos efectos inmediatos sobre el tipo de cambio real de equilibrio:

- i)* Un efecto directo de una mayor demanda en el mercado de bienes domésticos, originando una apreciación real de equilibrio.
- ii)* Un efecto indirecto de reducción de la riqueza privada, así como de su consumo de no transables, motivando una depreciación real de equilibrio.

Así, el efecto neto sobre el tipo de cambio real de equilibrio es ambiguo y depende de la diferencia entre las propen-



siones marginales al gasto en bienes domésticos de los sectores privado y público. Si la propensión marginal al consumo de no transables del sector público es mayor (menor) a la del sector privado habrá una apreciación (depreciación) real de equilibrio.

- *Términos de intercambio*. Un choque transitorio negativo en los términos de intercambio, siguiendo a Repetto (1992), genera el siguiente conjunto de efectos sobre el tipo de cambio real:
  - i) Efecto ingreso: la caída en los términos de intercambio origina una caída en el ingreso de los agentes, hecho que lleva a un menor consumo de todos los bienes, entre ellos, los no transables. Este efecto ingreso negativo genera una depreciación real de equilibrio.
  - ii) Efecto sustitución intertemporal: una elevación transitoria del costo de la canasta de consumo en el presente motiva el traslado de consumo al futuro, generando una depreciación real en el presente a cambio de una apreciación real en el futuro.
  - iii) Efecto sustitución intratemporal: la caída en los términos de intercambio genera una apreciación real de equilibrio si los bienes importables y los no transables son sustitutos en el consumo, y lo deprecia si estos bienes son complementarios.
- *Flujos de capitales*. De acuerdo Repetto (1992), la liberalización de la cuenta de capitales da lugar a dos mecanismos de transmisión hacia el tipo de cambio real de equilibrio:
  - i) La convergencia de la tasa de interés real doméstica a niveles internacionales promueve el traslado de consumo hacia el período actual, hecho que eleva tanto la demanda por no transables cuanto su precio relativo. Asimismo, la reducción de distorsiones en la economía genera un efecto ingreso positivo que lleva a una apreciación cambiaria de equilibrio en el presente y en el futuro.
  - ii) Existen movimientos exógenos de capitales internacionales, que no son sensibles a cambios en el diferencial de tasas de interés doméstica e internacional. Un ingreso de capitales permite al país elevar su nivel de consumo por encima de su nivel de producción doméstica. Si los bienes domésticos son normales, se requiere de una apreciación real en el presente para equilibrar el mercado de no transables.

- *Política comercial.* Asumiendo un cambio permanente en el grado de apertura comercial vía un incremento permanente en los niveles arancelarios, tenemos que dicha alza disminuye la riqueza debido a pérdidas de eficiencia atribuibles a la distorsión, promoviendo la caída de la demanda por todos los bienes y provocando una depreciación del tipo de cambio real de equilibrio.

El efecto sustitución intertemporal depende de la dirección del cambio en la tasa de interés real del consumo. Si la participación de los bienes importables en el gasto total es mayor (menor) en el presente que en el futuro, la tasa de interés relevante para las decisiones de consumo se elevará (disminuirá), trasladando consumo presente (futuro) hacia el futuro (presente) y apreciando (depreciando) el tipo de cambio real en el futuro. Si la participación de los bienes importables se mantiene invariante en el tiempo, la tasa de interés no cambiará y no habrá efecto sustitución intertemporal.

Finalmente, si los bienes importables y no transables son sustitutos (complementarios), el efecto sustitución intratemporal generará una apreciación (depreciación) del tipo de cambio real en el presente y en futuro.

### *Críticas al enfoque uniecuacional*

Cabe precisar, sin embargo, que el enfoque uniecuacional basado en fundamentos presenta una serie de limitaciones como lo indican Edwards y Savastano (1999), las cuales se enumeran a continuación:

Estos estudios generalmente no toman en cuenta los cambios estructurales que pueda sufrir una economía. Por ejemplo, fuertes cambios del tipo de cambio real -en el corto plazo- que siguen a una variación del tipo de cambio nominal, lo que sucedió frecuentemente en el Perú en el período desde mediados de los ochenta debido a la hiperinflación, las reformas estructurales de los noventa, las privatizaciones, en especial la de telefónica en 1994, entre otros. Desde una perspectiva econométrica, las devaluaciones elevadas generan un quiebre en las series de tiempo similares a los examinados por Perron (1989) para el caso del precio del petróleo. Esos quiebres estructurales introducen un sesgo cuando la ecuación de cointegración se estima con métodos que ignoren este hecho. Estos cambios del tipo de cambio real son inducidos por perturbaciones nominales que no están relacionadas con el sector real.

Para que estos modelos tengan un uso operativo, necesitan definir, ya sea implícita o explícitamente, un período base para el equilibrio del tipo de cambio real. Al respecto, Edwards (1989) anota: "Es im-

portante señalar que aunque estas series estimadas proveen información importante explicando la conducta del tipo de cambio real de equilibrio, tienen un uso limitado para computar las desalineaciones del tipo de cambio real. El problema, por supuesto es que tenemos que anclar el tipo de cambio real actual a algún punto en el pasado. Solo si asumimos que la tasa actual y de equilibrio fueron iguales  $x$  años atrás, podemos hablar de desalineaciones del tipo de cambio real”.

De acuerdo al desarrollo teórico visto en la primera parte, el desalineamiento surge por la existencia de rigideces nominales que hacen que el tipo de cambio real observado no sea sostenible en el largo plazo. Por tanto, la estimación del desalineamiento debería incorporar explícitamente las fuentes de rigidez, de lo contrario no proveería de sustento teórico para explicar el porqué el tipo de cambio real podría estar desalineado.

No establecen un vínculo claro entre el tipo de cambio real de equilibrio y la cuenta corriente (o de capital). Tampoco especifican una relación directa entre el tipo de cambio real estimado y medidas de equilibrio interno, incluyendo el nivel de desempleo. Esta falta de conexión formal entre el tipo de cambio real estimado y el equilibrio externo e interno representa una violación de la definición del tipo de cambio real incorporada en modelos teóricos empleados para derivar la ecuación de tipo de cambio real a ser estimada.

La mayoría de estos modelos utilizan especificaciones de las regresiones que se concentran en variables de flujo, ignorando el papel de los *stocks*, como la demanda internacional por los activos del país.

Hallar el componente sostenible o de largo plazo de las series también presenta sus problemas. La confianza de los investigaciones en los datos históricos de cada país para construir las componentes permanentes y transitorios de los fundamentos, puede originar que los estudios corran el riesgo de perder algunos cambios importantes en el tipo de cambio real. Por ejemplo, se tiene el caso de un país que por algún motivo experimenta una mejora en su restricción de crédito externa hacia el final del período de estimación. En este caso, el país será capaz de sostener una razón de activos externos netos de equilibrio que es mayor que la que se habría observado durante el período muestral.

Por estas razones muchas veces los resultados pueden ser contraintuitivos. En algunas circunstancias los desequilibrios encontrados no corresponden al reflejo de lo que está sucediendo en la economía. Por ejemplo, Soto (1996) encontró que el peso chileno estaba sobrevaluado entre 1987 y 1989, período en el cual todos los estudios y evidencia empírica mostraban una subvaluación.

A pesar de estas críticas, en la sección III de este trabajo se muestran los resultados de estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio en el Perú basadas en modelos uniecuacionales con fundamentos de largo plazo. Estos resultados se contrastan

con otros obtenidos en base a metodologías que se reseñan en la siguiente subsección.

*b) Modelos estructurales (FEER)*

Como hemos mencionado, los modelos uniecuacionales presentaban una serie de limitaciones que obligaron a los investigadores a buscar otras formas de estimar el tipo de cambio real de equilibrio. Es en este contexto que surgen los modelos estructurales como alternativa de estimación.

El autor más representativo en esta corriente es Williamson que en 1994 desarrolló un modelo estructural con el que calculó el llamado tipo de cambio real fundamental (al que denominó FEER, por sus siglas en inglés). En este enfoque, el equilibrio del tipo de cambio real se define como el tipo de cambio que es consistente con el equilibrio macroeconómico, es decir, cuando la economía está operando a pleno empleo y a baja inflación (equilibrio interno), y cuando la cuenta corriente es sostenible (equilibrio externo).

Desde entonces el concepto del FEER ha sido utilizado por diferentes autores debido a que éste se puede obtener con diferentes teorías macroeconómicas o modelos de economía abierta.

*Modelos de equilibrio parcial*

Uno de los métodos más utilizados para reemplazar a las estimaciones uniecuacionales es el uso de un modelo de equilibrio parcial, que es a la vez apropiado para el uso del concepto del FEER.

El modelo de equilibrio parcial se basa en las ecuaciones de comercio exterior y postula que se puede estimar el tipo de cambio real de equilibrio modelando la balanza comercial. Para ello, es necesario que el producto este en su nivel de pleno empleo, es decir, que sea consistente con el equilibrio interno. Sin embargo, la economía puede seguir acumulando o desacumulando activos, es decir, se encuentra en un equilibrio de flujos y no de saldos, por lo que puede relacionarse con una cuenta corriente sostenible en el mediano plazo.

El modelo de equilibrio parcial basado en las ecuaciones de comercio tiene dos componentes:

- la cuenta corriente estructural estimada en función de las elasticidades de comercio, y

- la cuenta corriente objetivo que es aquella que no necesita estar en equilibrio sino en un nivel sostenible en el mediano plazo.

#### *Cuenta corriente estructural*

La cuenta corriente estructural se basa en la determinación de un modelo de flujos de comercio, por lo que dependería de las elasticidades de la demanda de importaciones y de la demanda de los socios comerciales y del tipo de cambio real.

Para los países industriales, este método se basa en la especificación estándar de la balanza en cuenta corriente de Mundell y Fleming:

$$CA = f(TCR, Y, Y^f) + rD$$

donde  $CA$  es la balanza en cuenta corriente,  $f()$  contiene los determinantes de la balanza,  $D$  es la deuda internacional neta del país. Se supone que la cuenta corriente depende del tipo de cambio real, de la demanda interna y externa, y del servicio de la deuda y de las transferencias.

Para estimar las elasticidades de comercio en la sección III del presente trabajo se utilizará un modelo desarrollado por Goldstein y Khan (1985) para economías emergentes. El marco teórico subyacente para la determinación de precios y cantidades transadas se basa en la teoría de la demanda del consumidor y puede implementarse utilizando un número pequeño de variables explicativas. En el modelo se asume una economía pequeña, abierta al comercio internacional donde todos los agentes son idénticos y poseen previsión perfecta, los agentes han heredado un considerable *stock* de deuda externa, existe perfecta movilidad de capital. Asimismo, los residentes en esta economía toman la tasa internacional como dada. Lo más importante de este modelo es que no incluye variables monetarias, es decir, es un modelo real.

Del modelo se definen las ecuaciones que se señalan a continuación:

$$x_t = f(tcr, y^f)$$

$$m_t = f(tcr, y)$$

donde,  $x_t$  es el volumen de las exportaciones;  $m_t$  es el volumen de las importaciones;  $tcr$  es el tipo de cambio real relevante para el comercio;  $y^f$  es la demanda externa;  $y$  es la demanda doméstica.

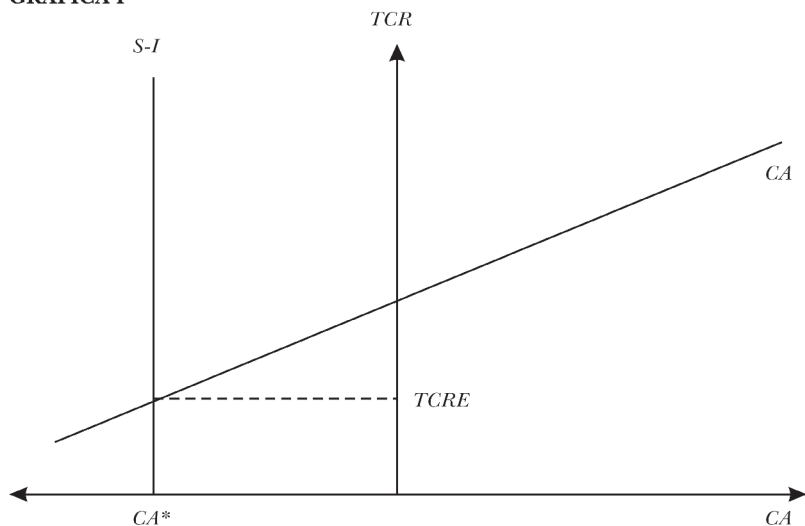
### *Cuenta corriente objetivo*

El concepto de cuenta corriente objetivo surge con Nigel Lawson, quien a finales de la década de los ochenta defendió los altos déficit en cuenta corriente existentes en países desarrollados debido a que las cuentas del sector público producían superávit y porque el sector privado juzgaba en ese momento que la inversión era preferible al ahorro. Estos hechos permitían asociar al tipo de cambio real con una cuenta corriente de mediano plazo que no necesita estar en equilibrio, la cual es conocida como la cuenta corriente objetivo.

La cuenta corriente objetivo depende de múltiples factores. Para Williamson (1994), la cuenta corriente objetivo depende de las necesidades de inversión determinado por el ciclo de deuda, los cambios demográficos en la conducta del ahorro y los juicios de sostenibilidad y consistencia. Un conjunto aún más amplio de consideraciones teóricas se utilizaron Wren-Lewis y Driver (1997) para determinar la cuenta corriente objetivo. Ambas investigaciones acercaban la determinación de la cuenta corriente objetivo por el enfoque de ahorro-inversión.

En este sentido, El Fondo Monetario Internacional (FMI) estima el FEER, utilizando una cuenta corriente objetivo [Isard y Faruquee (1998)]. Este enfoque reconoce que la cuenta corriente de equilibrio puede ser vista como la diferencia entre el ahorro agregado deseado y la inversión a pleno empleo.

**GRÁFICA I**



Los niveles de pleno empleo del ahorro e inversión son estimados como una función del déficit fiscal, del ratio de dependencia, de la profundidad del sistema financiero de la estabilidad económica. Entonces, el FEER es calculado como el tipo de cambio real que iguala la cuenta corriente a la brecha ahorro-inversión, donde los otros determinantes de la cuenta corriente se encuentran en su nivel de pleno empleo.

Por lo descrito, es claro que un cálculo del FEER requiere la estimación de un considerable número de parámetros y supuestos:

- un modelo de cuenta corriente basado en elasticidades del comercio;
- estimados del producto potencial del país y de sus principales socios comerciales; y
- un estimado de los capitales de largo plazo o sostenibilidad de la cuenta corriente.

Hasta aquí hemos hablado de los componentes del modelo de equilibrio parcial, ahora nos enfocaremos en sus características. Este modelo tiene dos características definidas: *i*) está asociado a un modelo de mediano plazo, lo que vincula al FEER con una cuenta corriente objetivo, y *ii*) los flujos de comercio agregados dependen del tipo de cambio real a través de los efectos de competitividad. Ello implica que si los cambios en el tipo de cambio real tienen influencia finita sobre los agregados comerciales, entonces el tipo de cambio real de equilibrio se convierte en una variable que puede ser influenciada por el valor de equilibrio de cualquier otra variable macroeconómica.

Ampliando sobre el primer punto, de acuerdo a Wren-Lewis y Driver (1998), el equilibrio que se logra en el modelo de flujos de comercio es diferente al que proponen los modelos de equilibrio general convencionales. En este caso, las economías pueden seguir acumulando o desacumulando activos. En otras palabras la economía está en un equilibrio de flujos y no de saldos. Los niveles de riqueza agregados en relación al producto y su distribución entre activos domésticos y externos pueden cambiar. Estos supuestos permiten asociar al FEER con una cuenta corriente de mediano plazo que no necesita estar en equilibrio, la cual es también conocida como la cuenta corriente objetivo.

Por el contrario, el logro del equilibrio interno en el mediano plazo es indispensable para la aplicación del FEER. Esto último es factible en la medida que estos modelos asumen que en au-

sencia de choques de corto plazo el equilibrio interno se logra automáticamente (ausencia de desempleo keynesiano).

En consecuencia, con el logro del equilibrio de mediano plazo el producto puede diferir de la demanda interna porque el ahorro del sector privado es diferente a su inversión o por la existencia de desequilibrio fiscal, por lo que los niveles de activos pueden cambiar.

Cabe destacar que por ser un equilibrio de mediano plazo, el FEER podría estar afectado por algún efecto de histéresis. Por esta razón, este modelo sólo sería válido bajo el supuesto de que el equilibrio de mediano plazo es independiente de la senda dinámica de corto plazo que tomó la economía para llegar a dicho equilibrio de mediano plazo.

#### *Ventajas y desventajas del modelo de equilibrio parcial*

Las ventajas que presenta utilizar el modelo de flujos de comercio para estimar el tipo de cambio real denominado FEER son la mayor simplicidad y claridad. Es relativamente más fácil determinar los factores que están detrás del FEER y examinar la sensibilidad del FEER a los supuestos.

Sin embargo, el uso de un modelo de equilibrio parcial presenta una serie de desventajas entre las que se incluyen el hecho que los flujos de capital estructurales no sean mutuamente consistentes con el producto potencial. Asimismo, se elimina la retroalimentación que puede existir entre el FEER y los componentes del producto potencial y los flujos de capital estructurales.

El FEER también podría ser calculado con un modelo macroeconómico general que incluya todos los posibles efectos de retroalimentación entre las variables sin importar el logro del equilibrio de mediano plazo. Sin embargo, una especificación de este tipo haría imposible obtener las relaciones de corto plazo. Asimismo, le restaría claridad y arrojaría dudas acerca de la correcta especificación del modelo.

#### *Modelos de equilibrio general*

En un esfuerzo por capturar las complejas interacciones entre las diferentes variables, algunos autores (entre los que destaca Williamson, 1985, 1991) optaron por elaborar modelos de equilibrio general para analizar la conducta del tipo de cambio real. Estos modelos definen el tipo de cambio real de equilibrio como el precio relativo de transables a no transables compatible



con el logro del equilibrio externo e interno. Lo primero es definido como un nivel sostenible de la cuenta corriente, mientras que lo segundo se define como una situación donde el producto es igual al producto potencial (Bayoumi *et al.*, 1994).

Para países en vías de desarrollo el ejemplo más reciente es el de Servén y Schmidt-Hebbel (1996), quienes desarrollaron un modelo de equilibrio general dinámico para analizar el tipo de cambio real de Chile. Aunque su principal interés fue identificar y comprender los efectos de la política fiscal sobre el tipo de cambio, este modelo es lo suficientemente amplio como para analizar el impacto de in conjunto de acciones de política incluyendo si el tipo de cambio real está en equilibrio.

Los problemas que presentan estos modelos son que se pueden obtener equilibrios múltiples y usan las mismas elasticidades que los modelos de equilibrio parcial y deben estimar una serie de elasticidades adicionales, lo que hace más probable una posible sensibilidad.

Hasta aquí se ha realizado un breve análisis de los diferentes marcos conceptuales para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio. En la siguiente sección se realizan estimaciones para el tipo de cambio real de equilibrio en el Perú siguiendo dos metodologías alternativas: *i*) un modelo uniecuacional con fundamentos (BEER); y *ii*) un modelo estructural de equilibrio parcial (FEER).

### III. ESTIMACIÓN

En esta investigación comparamos dos enfoques para estimar el tipo de cambio real de equilibrio. El primer enfoque lo denominamos “el tipo de cambio real de equilibrio fundamental” (FEER, por sus siglas en inglés), definido como el tipo de cambio que es consistente con el equilibrio macroeconómico, es decir, el tipo de cambio real que iguala la cuenta corriente con un nivel sostenible de capitales, donde los determinantes tanto de la cuenta corriente como del flujo de capitales deben estar en sus niveles sostenibles.

En contraste, otro enfoque involucra un análisis econométrico directo de un modelo de la conducta del tipo de cambio real, llamado comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio (BEER, por sus siglas en inglés). El enfoque del BEER produce una medida del desalineamiento que es diferente del FEER. Sin embargo, el enfoque del BEER también requiere suponer que los fundamentos económicos que determinan la conducta del

tipo de cambio real están en sus niveles sostenibles o de equilibrio.

En el enfoque del FEER, el tipo de cambio real obtiene su equilibrio cuando la cuenta corriente se calibra al nivel de pleno empleo y con flujos de capital sostenibles. Sin embargo, en muchos casos, la estimación no incorpora directamente el efecto de los fundamentos que son la base en el enfoque de comportamiento (BEER). El tipo de cambio bajo el enfoque del FEER permanece constante en la medida que la posición interna y externa permanezca sin cambios, pero no es claro si el tipo de cambio real este en equilibrio en el sentido de su comportamiento, es decir, que refleje el efecto de los factores que determinan el tipo de cambio sobre el mediano plazo. Por ello, es útil comparar el enfoque del FEER con uno que involucre el análisis econométrico directo del comportamiento del tipo de cambio real, como el enfoque que hemos denominado BEER.

### **1. Estimación uniecuacional del comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio (BEER)**

En esta sección se presentan los resultados de la estimación del comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio (BEER) en el Perú con base en un modelo uniecuacional con fundamentos. Previamente, se da una mirada a la metodología econométrica empleada.

#### *a) Metodología*

El BEER descansa en un modelo teórico estándar para una pequeña economía abierta. Diversos fundamentos económicos gobiernan la determinación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo en una economía de ese tipo. El modelo típico que postulamos señala que, en el largo plazo, el tipo de cambio real está determinado por:

$$TCR = f(PROD, TI, CAPITALS, DIFERENCIAL, FISCAL, APERTURA)$$

donde *TCR* es el tipo de cambio real multilateral, *TI* denota los términos de intercambio, *APERTURA* es el grado de apertura de la economía, *FISCAL* se refiere a variables como el consumo de gobierno, el resultado del gobierno, la inversión pública, o una combinación de ambos, como porcentaje del PBI, *PROD* es la productividad relativa, y *DIFERENCIAL* es el diferencial de tasas de interés.

Para la estimación del BEER se utiliza la metodología de mí-

nimos cuadrados ordinarios dinámicos (MCOD o DOLS por sus siglas en inglés). La empresa Goldman-Sachs utiliza este método para la estimación de los tipos de cambio sostenibles en el largo plazo de las monedas de las economías emergentes.

*Etapas en la estimación del BEER*

En primer término, se analiza las características de las series de tiempo de cada variable incluida en la forma funcional, y se las clasifica en series estacionarias (que revierten a su media) y no estacionarias. Se verifica que las series no estacionarias sean integradas de primer orden.

Se prueba si el conjunto de variables cointegra en el sentido de Johansen-Juselius, lo que permite determinar si existe una relación de largo plazo entre las variables.

El siguiente paso es estimar utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (MCOD) desarrollado por Stock y Watson (1993). La elección de esta metodología está basada en evidencia de Monte Carlo que muestra que el estimador MCOD es superior a muchos otros estimadores usados en muestras pequeñas. Por ejemplo, a diferencia del procedimiento de Engle Granger, el procedimiento DOLS permite tanto que variables estacionarias como no estacionarias conformen una relación de largo plazo, tomando en cuenta posibles efectos de retroalimentación en los regresores del modelo (endogeneidad) y enfrentando problemas de muestras pequeñas, incluyendo valores adelantados y rezagados de los cambios en las variables no estacionarias. Este punto puede ser ilustrado por la siguiente regresión:

$$\begin{aligned}
 TCR_t = & \text{const} + \beta_1 TI_t + \beta_2 APERTURA_t + \beta_3 FISCAL_t + \\
 & + \beta_4 PROD_t + \beta_5 DIF_t + \beta_6 CAP_t + \text{error} \\
 & \sum_{j=-K}^{j=+K} \delta_j \Delta TI_{t-j} + \sum_{j=-K}^{j=+K} \phi_j \Delta APERTURA_{t-j} + \sum_{j=-K}^{j=+K} \gamma_j \Delta FISCAL_{t-j} + \\
 & + \sum_{j=-K}^{j=+K} \eta_j \Delta PROD_{t-j} + \sum_{j=-K}^{j=+K} \lambda_j \Delta DIF_{t-j} + \sum_{j=-K}^{j=+K} \lambda_j \Delta CAP_{t-j}
 \end{aligned}$$

donde las elasticidades de largo plazo están dadas por los términos  $\beta$  asociados con los niveles.

La característica principal de investigaciones previas basadas en el método de cointegración, es la alta volatilidad que presenta el tipo de cambio real de equilibrio en períodos cortos, lo que se explicaría porque las variables utilizadas para la estimación presentaban alta volatilidad. En el presente trabajo las influen-

cias cíclicas o de corto plazo de las variables fundamentales son filtradas al máximo posible en los estimados del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo.

### *b) Resultados*

En esta sección se calcula la trayectoria del BEER para la economía peruana en función del comportamiento de sus fundamentos, utilizando información trimestral desde 1980 hasta el segundo trimestre de 2001.

### *Datos y definiciones*

La medida del tipo de cambio real es el logaritmo del tipo de cambio real multilateral con metodología de la paridad de poder de compra calculado por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Este índice se calcula tomando como año base 1994.

Los fundamentos son la productividad, los términos de intercambio, los capitales a largo plazo, el diferencial de tasas de interés, el déficit económico y el grado de apertura.

Para medir la productividad (*lprod*) se tomó como aproximación la productividad total de los factores (PTF). La PTF se calculó a partir del vector de residuos de la estimación de una función de producción tipo Cobb-Douglas con datos anuales desde 1950, en la que también se controló por términos de intercambio, dada la importancia de esta variable para explicar los ciclos económicos en el Perú. La información sobre capital y trabajo se tomó de Herrada (1999).

Los choques en los precios de nuestras exportaciones e importaciones son capturados por el logaritmo de los términos de intercambio (*lti*). Este índice, reportado por el BCRP utilizando como año base 1994, se construye como el coeficiente entre los precios de nuestras exportaciones sobre los precios de nuestras importaciones.

En el caso de los capitales de largo plazo (*calp*) estos son capturados por el logaritmo de los pasivos de largo plazo. El efecto de los déficit fiscales se calcula a través del resultado económico consolidado (*re*) como proporción del PBI. Finalmente, para calcular el grado de apertura (*ap*) se ha utilizado el logaritmo de un índice de nivel arancelario promedio. Asimismo, para medir las barreras pararancelarias se utilizó el logaritmo del índice de barreras pararancelarias (*notarif*).

Rescribiendo, la ecuación en su forma reducida a estimar sería:

$$(1) \quad tcr = f(lprod, lti, calp, dif, re, ap, notarif)$$

Con lo que el tipo de cambio real de equilibrio se obtendría en función de sus fundamentos.

### Pruebas de raíz unitaria

El primer paso fue aplicar las pruebas de raíz unitaria utilizando para ello los *test* de Dickey-Fuller aumentado (ADF) y el de Phillips-Perron.

**CUADRO 1. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA**

Variables	Niveles		Primeras diferencias	
	ADF	P-Perron	ADF	P-Perron
LTCR	-1.069006	-1.970518	-3.161612*	-7.948480*
LPROD	-1.291420	-2.392709	-3.905394*	-13.09472*
LTl	-1.006001	-0.974742	-7.558463*	-10.64785*
CALP	-1.306602	-2.480471	-6.121824*	-5.408407*
DIF	-1.748841	-2.273173	-5.665125*	-5.231172*
RE	-2.915943	-2.437781	-6.027276*	-6.069612*
AP	-2.904309	-1.148507	-6.112754*	-10.45550*

\* Significativo al 5 por ciento.

Como apreciamos en los resultados las variables son integradas de orden uno  $I(1)$ , y en primeras diferencias son estacionarias,  $I(0)$ . El hecho que el tipo de cambio real no siga un proceso estacionario implica que no se cumple la paridad del poder de compra, sin negar la existencia de un valor de equilibrio del tipo de cambio real.

**CUADRO 2. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN**

Hipótesis nula	$\lambda$ -max test	Valores críticos <sup>a</sup>
$r=0$ vs. $r=1$	180.53*	124.24
$r=1$ vs. $r=2$	130.86*	94.15
$r=2$ vs. $r=3$	87.02*	68.52
$r=3$ vs. $r=4$	50.47*	47.21
$r=4$ vs. $r=5$	23.82	29.68
$r=5$ vs. $r=6$	8.89	15.41
$r=7$ vs. $r=8$	3.41	3.76

NOTA:  $r$  es el número de vectores de cointegración.

<sup>a</sup> Valores críticos al 5 por ciento.

\* Significativo al 5 por ciento.

### *El BEER y sus fundamentos*

El primer paso fue verificar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables seleccionadas. Presentamos los resultados del análisis de cointegración de la ecuación (1), que relaciona al tipo de cambio real con sus fundamentos.

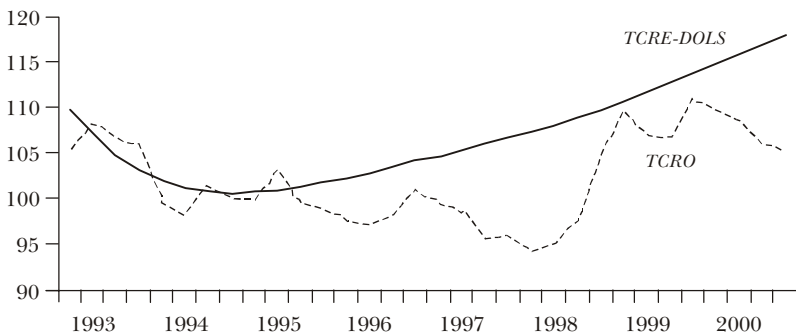
De acuerdo a la prueba del coeficiente de verosimilitud se verifica la existencia de cuatro vectores de cointegración.

Una vez confirmada la existencia de por lo menos una relación de largo plazo se procede a realizar la estimación por MCO que arroja la siguiente relación de largo plazo (el proceso de estimación también incorpora los rezagos significativos de las primeras diferencias del tipo de cambio real y sus fundamentos hasta el cuarto período):

$$LTCR_t = 4.17 + 0,53LTI_t - 0,61LPROD_t - 2,99CALP_t + \\ + 0,59DIF_t - 0,03RE_t + 5,10AP_t$$

En la gráfica II se puede apreciar el comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio que se ha venido depreciando desde 1995 asociado al menor flujo de capitales de largo plazo en comparación con el primer quinquenio de los noventa. Asimismo, la mayor apertura comercial con la reducción arancelaria de 1997 y el mayor dinamismo de los acuerdo comerciales que llevo a adoptar un cronograma de desgravación arancelaria para alcanzar una zona de libre comercio con la Comunidad Andina y Chile. Otro factor que explicó la depreciación del tipo de cambio real de equilibrio fue la mejora en las cuentas fiscales.

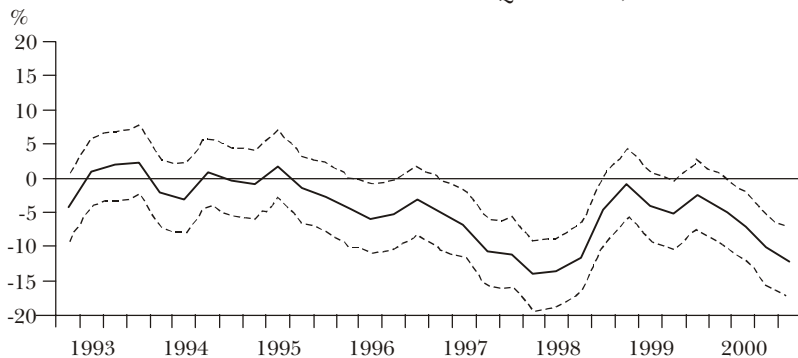
**GRÁFICA II. TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO Y OBSERVADO, 1993-2000 (base 1994 = 100)**



La gráfica II muestra la existencia de atraso cambiario desde 1995, sin embargo, se aprecia correcciones del tipo de cambio real observado para alcanzar su nivel de equilibrio. Así, la bre-

cha se fue abriendo desde 1995 hasta el segundo trimestre de 1998, fecha en la que ocurrió un fuerte ajuste que acercó al tipo de cambio real observado a su nivel de equilibrio.

**GRÁFICA III.** DESVIACIONES RESPECTO AL EQUILIBRIO, 1993-2000



En la gráfica III se muestra la mayor brecha que se mantuvo durante 1997 y hasta mediados de 1998. Asimismo, se aprecia que la brecha se ha venido incrementando durante el 2000.

**CUADRO 3.** DESVIACIONES RESPECTO AL EQUILIBRIO, 1993-2000 (en porcentajes)

<i>Año</i>	<i>Brecha</i>	<i>Año</i>	<i>Brecha</i>
1993	0,3	1997	-8,5
1994	-1,2	1998	-10,9
1995	-0,8	1999	-3,2
1996	-4,7	2000	-8,5

Cabe destacar que esta metodología puede presentar dos problemas potenciales. Primero que no corrige los múltiples quiebres estructurales, principalmente en la época de la hiperinflación y segundo, que la metodología utilizada para obtener el componente permanente de las series genera un sesgo en los últimos datos. Por ello, esta estimación debería ser tomada como una manera de ver la tendencia del tipo de cambio real, más que como una medida del desalineamiento.

## 2. FEER

### a) Metodología

La dinámica de las importaciones en los países industriales y

en desarrollo están dadas por el ecuaciones de Euler. Sin embargo, el interés prioritario del presente trabajo es emplear el análisis de cointegración para examinar las relaciones de equilibrio estacionario (largo plazo) que describen la demanda de importaciones y exportaciones respectivamente.

En gran parte de la literatura inicial y en la evidencia empírica, las estimaciones de las elasticidades fueron frecuentemente obtenidas aplicando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) a especificaciones muy similares a las ecuaciones de demanda de importaciones y exportaciones derivadas anteriormente. En dichas especificaciones, generalmente se obtienen parámetros acordes con la teoría; la variable escala tiene signo positivo mientras los precios relativos tienen signo negativo. Asimismo, dichos parámetros son estadísticamente significativos.

Sin embargo, como Granger y Newbold (1974) mostraron, dos series no estacionarias cualesquiera pueden estar relacionadas sólo porque dichas series tienen similares propiedades de series de tiempo aún cuando no tengan un vínculo teórico entre ellas; es decir tendríamos un problema de regresiones espúreas. Adicionalmente, la aplicación de la técnica de MCO en presencia de series no estacionarias conllevaría a problemas de inferencia tal como lo explicaremos a continuación.

Un amplio cuerpo de la literatura econométrica [Banerjee *et al.* (1986)] señala que aún si la cointegración es obtenida, los problemas de inferencia todavía permanecen en una estimación mínimo cuadrática. MCO provee estimados consistentes pero ineficientes de los verdaderos parámetros, sesgados hacia arriba debido a la correlación serial de los errores y a problemas de simultaneidad; aspectos más palpables cuando se trabaja con muestras pequeñas [Campbell y Perrón (1991)]. Bajo dichas circunstancias, los errores estándar y los estadísticos-*t* no proveen una adecuada medida de la significancia estadística.

Por lo anterior, el *test* de cointegración comúnmente más empleado es el sugerido por Engle y Granger (1987), en el cual se utiliza la técnica de MCO, no sería el más óptimo. Sin embargo, una prueba más poderosa, el cual permite tanto la detección y estimación del número de vectores de cointegración, fue desarrollado por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) en el contexto de un modelo de vectores autorregresivos (VAR). La técnica de cointegración multivariada de Johansen es superior a técnicas de regresión basadas en métodos de regresión más simples, como por ejemplo MCO, dado que captura total-



mente las propiedades de series de tiempo de los datos, brindando estimaciones de todos los vectores de cointegración existentes dentro de un vector de variables. Asimismo, ofrece pruebas estadísticas para contrastar el número de vectores de cointegración y evaluar una serie de hipótesis estructurales de manera robusta a la no estacionariedad de las series.

### *b) Resultados*

#### *Modelando los flujos de comercio*

En esta sección se estima las funciones de demanda de exportaciones e importaciones utilizando datos trimestrales desde 1980 hasta el segundo trimestre del 2001.

#### *Datos y definiciones*

El valor total de las exportaciones e importaciones de bienes en millones de dólares corresponde a las cifras reportadas por el Banco Central de Reserva ( $X$  y  $M$ , respectivamente). Asimismo, se utiliza el índice de precios a las exportaciones e importaciones calculado usando como año base 1994 ( $P_x$  y  $P_m$ ). Estos precios son los mismos que se utilizan para calcular los términos de intercambio del Perú.

La demanda externa se aproxima con el índice del producto bruto interno real de nuestros diez mayores mercados<sup>3</sup> de exportación, calculado tomando como año base 1994 (PBIE). La demanda doméstica se obtiene con el índice del producto bruto interno real con base en 1994 (PBI).

La competitividad de las exportaciones se aproxima con un índice del tipo de cambio real de las exportaciones, el cual se obtiene utilizando la metodología de la paridad del poder de compra.

$$TCRX = E * \frac{P_x}{IPC}$$

Donde  $TCRX$  representa el tipo de cambio real de las exportaciones,  $E$  es el índice de tipo de cambio nominal,  $P_x$  el precio de las exportaciones peruanas y, el  $IPC$ , el índice de precios al consumidor.

Por su parte, la competitividad de las importaciones se obtiene construyendo el índice de tipo de cambio real de las im-

<sup>3</sup> Se asume que cada país representa un mercado de exportación.

portaciones con la metodología de la paridad de poder de compra.

$$TCRM = E * \frac{P_m}{IPC}$$

Donde  $TCRM$  es el tipo de cambio real relevante para nuestras importaciones y  $P_m$  el precio de las importaciones peruanas.

Dado que el período incluye la década de 1980, consideramos conveniente incluir las reservas internacionales netas como variable que mida las restricciones de liquidez que tuvo el Perú los últimos años de la década de los ochenta.

Las ecuaciones de comercio a estimar serían:

$$\frac{X_t}{P_x} = f(tcrx, pbi_e)$$

$$\frac{M_t}{P_m} = f(tcrm, pbi, rin)$$

#### *Pruebas de raíz unitaria*

El contraste de cointegración requiere primero el análisis de las propiedades de las series de tiempo de las variables. En tal sentido aplicamos el contraste de raíz unitaria a las variables presentes en ambas funciones de demanda.

Como verificamos en el cuadro, todas las variables son integradas de primer orden por lo que podemos verificar la presencia de un vector de cointegración entre el valor de las importaciones, el nivel de actividad, la competitividad y las reservas internacionales netas, Los mismo hacemos para el caso del

**CUADRO 4. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA**

<i>Variables</i>	<i>Niveles</i>		<i>Primeras diferencias</i>	
	<i>ADF</i>	<i>P-Perron</i>	<i>ADF</i>	<i>P-Perron</i>
<i>M</i>	-2.383717	-2.909553	-5.663452*	-11.80161*
<i>TCRX</i>	-2.528719	-2.380462	-4.013592*	-7.572721*
<i>PBIE</i>	-3.263549	-2.789838	-4.297836*	-12.38151*
<i>X</i>	-0.723828	-2.357945	-6.625318*	-12.79188*
<i>TCRM</i>	-1.647740	-1.640129	-4.816087*	-7.142700*
<i>PBI</i>	-2.619820	-1.872875	-5.155200*	-17.21445*
<i>RIN</i>	-1.773207	-1.461452	-4.212016*	-6.333383*

\* Significativo al 5 por ciento.

valor de las exportaciones, la competitividad y la demanda externa.

*Ecuaciones de comercio*

*Demanda de exportaciones.* Como se detalló en la sección de metodología, la técnica a usar es la cointegración de Johansen y Juselius. Para las variables comprometidas en la función de demanda de exportaciones el ratio de verosimilitud confirma la existencia de un vector de cointegración.

**CUADRO 5. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN**

<i>Hipótesis Nula</i>	<i>λ-max Test</i>	<i>Valores Críticos<sup>a</sup></i>
<i>r=0 vs. r=1</i>	32,53 *	29,68
<i>r=1 vs. r=2</i>	5,92	15,41
<i>r=2 vs. r=3</i>	1,55	3,76

NOTA: *r* es el número de vectores de cointegración.

<sup>a</sup> Valores críticos al 5 por ciento.

\* Significativo al 5 por ciento.

Asimismo, se verifica a través de las pruebas de exclusión y estacionariedad la significancia estadística de las variables utilizadas y de los resultados de las pruebas de raíz unitaria.

**CUADRO 6. PRUEBAS DE EXCLUSIÓN**

<i>R</i>	<i>g de l.</i>	$\chi^2$	<i>x</i>	<i>tcrx</i>	<i>pbie</i>
1	2	5,99	13,99	20,07	21,73

**CUADRO 7. PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD**

<i>R</i>	<i>g de l.</i>	$\chi^2$	<i>x</i>	<i>tcrx</i>	<i>pbie</i>
1	2	5,98	19,20	14,89	15,86

El vector obtenido es acorde con los signos esperados por las teoría económica y es el siguiente:

$$x_t = -1,7 + 0,25tcrx + 1,53pbie$$

Las elasticidades obtenidas están dentro del rango de investigaciones previas respecto a la demanda por exportaciones. Los resultados sugieren que para el Perú la elasticidad precio de las exportaciones es menor que la unidad, lo que estaría indicando que sería necesario un cambio bastante amplio en los

precios para producir algún efecto significativo en la redistribución de los flujos comerciales. Por su parte, la elevada elasticidad ingreso podría ser relativizada, por posibles errores de medición en la variable de escala. Finalmente, la constante estaría recogiendo el impacto de las variables no consideradas en la estimación.

*Demanda de importaciones.* Utilizando la misma metodología se cointegró las series del valor de importaciones, el ingreso, el tipo de cambio real de las importaciones y las reservas internacionales. El coeficiente de verosimilitud muestra la existencia de un vector cointegrado.

**CUADRO 8. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN**

<i>Hipótesis nula</i>	<i>λ-max Test</i>	<i>Valores críticos<sup>a</sup></i>
<i>r=0 vs. r=1</i>	66.97*	62.99
<i>r=1 vs. r=2</i>	26.65	42.44
<i>r=2 vs. r=3</i>	13.42	25.32
<i>r=3 vs. r=4</i>	4.97	12.25

NOTA: *r* es el número de vectores de cointegración.

<sup>a</sup> Valores críticos al 5 por ciento.

\* Significativo al 5 por ciento.

Asimismo, se verifica a través de las pruebas de exclusión y estacionariedad la significancia estadística de las variables utilizadas y de los resultados de las pruebas de raíz unitaria.

**CUADRO 9. PRUEBAS DE EXCLUSIÓN**

<i>R</i>	<i>g de l.</i>	$\chi^2$	<i>m</i>	<i>tcrm</i>	<i>pbi</i>	<i>rin</i>
1	1	3,84	3,88	7,67	10,20	13,67

**CUADRO 10. PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD**

<i>R</i>	<i>g de l.</i>	$\chi^2$	<i>m</i>	<i>tcrm</i>	<i>pbi</i>	<i>rin</i>
1	3	7,81	22,39	19,84	22,97	21,67

La ecuación resultante presenta signos acordes con la teoría económica, y se describe a continuación:

$$m_t = -1,6 - 0,3tcrm + 1,95pbi + 0,05rin$$

La especificación de esta combinación lineal también sugieren que el tipo de cambio real relevante no ejerce un fuerte

impacto sobre las importaciones. Por el contrario, la elasticidad ingreso estaría mostrando que las importaciones reaccionan en gran medida a un incremento en la demanda.

El siguiente paso fue obtener los niveles de mediano plazo de las importaciones y exportaciones sobre la base de los componentes permanentes de sus determinantes utilizados, los cuales han sido filtrados utilizando el filtro de Hodrick-Prescott.

Cabe destacar que estos resultados no apoyarían una política de devaluación como una manera de reducir desequilibrios comerciales o desalentar el crecimiento de las importaciones. Sin embargo, estas estimaciones tienen la limitante que se trabaja con funciones de comercio agregadas, no permitiendo observar el comportamiento de los componentes de las demandas de importaciones y exportaciones.

#### *Modelando la cuenta corriente objetivo*

En esta sección se estima la cuenta corriente objetivo utilizando información trimestral desde 1980.

#### *Datos y definiciones*

Como aproximación del ahorro e inversión se utilizaron las series de ahorro doméstico ( $s$ ) e inversión bruta fija ( $i$ ) que reporta el Banco Central de Reserva de Perú. Para el caso de la variable demográfica se tomó como proxy el ratio de dependencia ( $dep$ ) que reporta el INE, explicado como el número de personas menores de 14 años más el número de personas mayores de 65 sobre la población en edad de trabajar.

La variable que se utilizó para medir la profundidad del sistema financiero fue la liquidez total ( $liq$ ) como proporción del PBI. Asimismo, la estabilidad económica se midió con el índice de precios al consumidor ( $ipc$ ) con base 1994. Los términos de intercambio ( $ti$ ) se definen igual que en la sección de la ecuación reducida del tipo de cambio real de equilibrio.

El ingreso ( $y$ ) se aproxima con el ingreso nacional bruto de las cuentas nacionales. El sector fiscal se aproxima con el resultado primario ( $rp$ ) como porcentaje del PBI. Finalmente, para la tasa de interés ( $int$ ) se utiliza la tasa de interés en moneda nacional para prestamos a 360 días.

Con estas variables, las ecuaciones a estimar serían:

$$s=f(dep,liq,ipc,ti,y,rp)$$

$$i=f(dep,liq,int,y,ipc)$$

$$cc=s-i$$

### Pruebas de raíz unitaria

Al igual que en la sección anterior, es necesario verificar las propiedades de las series de tiempo para lo que aplicamos las pruebas del Dickey-Fuller aumentado y Phillips Perron. Los resultados arrojan que todas las series son integradas de primer orden  $I(1)$ .

### Cuenta corriente objetivo

*Función de ahorro.* El primer paso fue confirmar la existencia de una relación de largo plazo entre el ahorro y sus determinantes. Para ello utilizando la metodología de Johansen y Juselius se determinó la existencia de 4 vectores de cointegración.

**CUADRO 11. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN**

Hipótesis nula	$\lambda$ -max test	Valores críticos <sup>a</sup>
$r=0$ vs. $r=1$	228.00*	146.76
$r=1$ vs. $r=2$	142.25*	114.9
$r=2$ vs. $r=3$	100.98*	87.31
$r=3$ vs. $r=4$	67.89*	62.99
$r=4$ vs. $r=5$	35.26	42.44
$r=5$ vs. $r=6$	17.79	25.32
$r=6$ vs. $r=7$	6.08	12.25

NOTA:  $r$  es el número de vectores de cointegración.

<sup>a</sup> Valores críticos al 5 por ciento.

\* Significativo al 5 por ciento.

En este caso también verificamos a través de las pruebas de exclusión y estacionariedad la significancia estadística de las variables utilizadas y de los resultados de las pruebas de raíz unitaria.

La ecuación que muestra signos acordes con lo que dice la teoría sería:

**CUADRO 12. PRUEBA DE EXCLUSIÓN**

$R$	$g$ de $l$ .	$\chi^2$	$s$	$dep$	$liq$	$ipc$	$ti$	$y$	$rp$
2	2	5,99	18,38	27,93	7,34	6,97	6,98	27,46	6,66

**CUADRO 13. PRUEBA DE ESTACIONARIEDAD**

	<i>g de l.</i>	$\chi^2$	<i>s</i>	<i>dep</i>	<i>liq</i>	<i>ipc</i>	<i>ti</i>	<i>y</i>	<i>rp</i>
2	5	11,07	32,21	44,36	36,84	38,41	27,26	38,37	36,24

$$s_t = 4,54 - 6,19dep_t + 0,16liq_t - 0,01ipc_t + 0,67ti_t + 1,95y_t + 0,07rp_t$$

*Función de inversión.* El análisis de cointegración de Johansen brinda la existencia de cuatro vectores de cointegración, seleccionando aquella relación que tiene sentido económico.

**CUADRO 14. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN**

<i>Hipótesis nula</i>	$\lambda$ -max test	<i>Valores críticos</i> <sup>a</sup>
<i>r=0 vs. r=1</i>	159.43*	94.15
<i>r=1 vs. r=2</i>	107.52*	68.52
<i>r=2 vs. r=3</i>	58.52*	47.21
<i>r=3 vs. r=4</i>	30.14*	29.68
<i>r=4 vs. r=5</i>	13.16	15.41
<i>r=5 vs. r=6</i>	4.15	3.76

NOTA: *r* es el número de vectores de cointegración.

<sup>a</sup> Valores críticos al 5 por ciento.

\* Significativo al 5 por ciento.

Verificamos a través de las pruebas de exclusión y estacionariedad la significancia estadística de las variables utilizadas.

**CUADRO 15. PRUEBAS DE EXCLUSIÓN**

<i>R</i>	<i>g de l.</i>	$\chi^2$	<i>i</i>	<i>dep</i>	<i>liq</i>	<i>int</i>	<i>y</i>	<i>Ipc</i>
2	2	5,99	13,12	26,14	10,27	28,07	21,70	30,05

**CUADRO 16. PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD**

	<i>g de l.</i>	$\chi^2$	<i>i</i>	<i>dep</i>	<i>liq</i>	<i>int</i>	<i>y</i>	<i>Ipc</i>
2	4	9,49	35,08	46,31	42,12	29,77	39,90	43,15

La ecuación acorde con los signos esperados por la teoría económica sería:

$$i_t = -3,93 + 3,23dep_t + 0,14liq_t + 0,22int_t + 2,39y_t - 0,29ipc_t$$

*Cuenta corriente objetivo.* Una vez estimados los valores sostenibles del ahorro y la inversiones procedemos a estimar la cuen-

ta corriente objetivo que sería la diferencia de los valores sostenibles estimados del ahorro y la inversión.

$$\bar{cc} = \bar{s} - \bar{i}$$

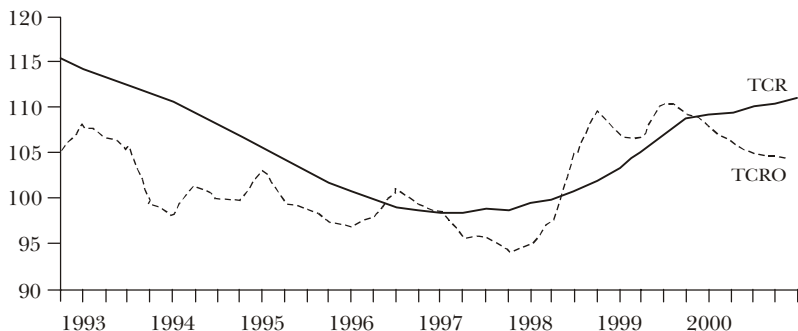
### *Modelando el tipo de cambio real*

En esta sección se obtiene el tipo de cambio real de equilibrio igualando la cuenta corriente objetivo hallada con la identidad contable del ingreso nacional ( $S - I$ ), con la cuenta corriente estructural que modela las exportaciones netas.

Cuando la cuenta corriente estructural determinada en la sección *Modelando los flujos de comercio*, difiere del equilibrio de mediano plazo obtenido con la identidad de ahorro inversión, entonces es necesario que el tipo de cambio real u otras variables (incluyendo las de política) cambien sus niveles presentes para ser consistentes con el equilibrio de mediano plazo. Si asumimos que todas las demás variables permanecen constantes, entonces se obtendría el tipo de cambio real de equilibrio.

En la gráfica IV se puede apreciar el tipo de cambio real de equilibrio y el observado. A partir del tercer trimestre de 1997 la senda del tipo de cambio real de equilibrio revirtió sus tendencia asociado a los cambios mundiales que se produjeron por las crisis asiática, rusa, brasileña y argentina.

**GRÁFICA IV. TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO Y OBSERVADO, 1993-2001 (BASE 1994 = 100)**



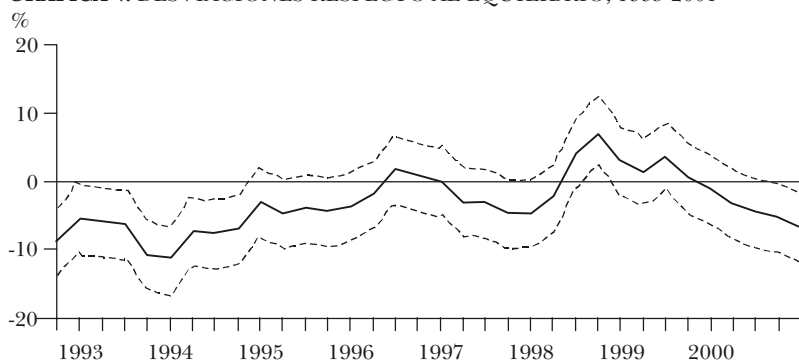
En agosto de 1990 se inició una política de estabilización con un ancla monetaria, basada en criterios de mercado y manteniendo una fuerte disciplina fiscal. Asimismo, se aplicó una política de liberalización que redujo el número de tasas arancelarias a 3 en agosto de 1990 y posteriormente a 2 niveles (15 y 25 por ciento) en marzo de 1991. También se implementaron una



serie de reformas estructurales como la liberalización del mercado de capitales, flexibilización del mercado de trabajo y de tierras, establecimiento de incentivos para la inversión nacional y extranjera y la renegociación de la deuda externa peruana.

Estos hechos condujeron a que el tipo de cambio real se apreciara durante el primer quinquenio del gobierno de Fujimori y se mantuviera atrasado respecto al nivel de equilibrio. Los desalineamientos se aprecian en la gráfica V.

**GRÁFICA V.** DESVIACIONES RESPECTO AL EQUILIBRIO, 1993-2001



Es a partir del tercer trimestre de 1998 cuando se aprecia un fuerte adelanto cambiario producto del menor acceso a capitales asociado a la crisis financiera mundial. En el siguiente cuadro se aprecian las brechas.

**CUADRO 17.** DESVIACIONES RESPECTO AL EQUILIBRIO, 1993-2001 (en porcentajes)

<i>Año</i>	<i>Brecha</i>	<i>Año</i>	<i>Brecha</i>
1993	-6,5	1998	-1,8
1994	-9,2	1999	4,2
1995	-4,5	2000	-1,2
1996	-2,0	2001 <sup>a</sup>	-6,2
1997	-1,0		

<sup>a</sup> Datos al primer semestre del 2001.

### 3. Análisis comparativo

Es útil comparar los resultados obtenidos del BEER y del FEER porque se pueden obtener conclusiones más robustas sobre la tendencia y la magnitud del desalineamiento. La siguiente tabla resume los resultados obtenidos para el tipo de cambio real de

**CUADRO 18.** TIPO DE CAMBIO, 1993-2000

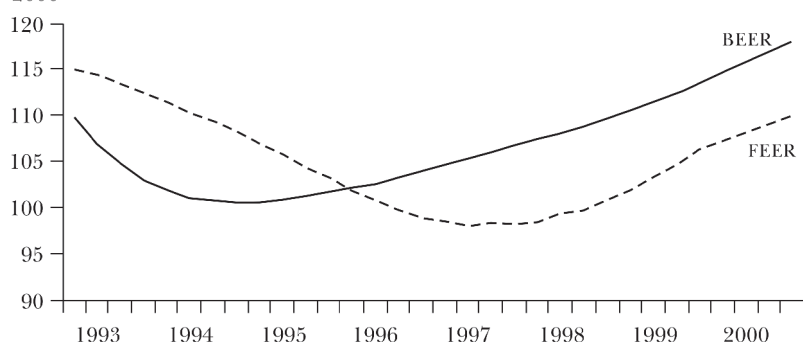
Año	Brecha		Tipo de cambio de equilibrio		Tipo de cambio observado
	BEER	FEER	BEER	FEER	
1993	0,3	-6,5	1,98	2,12	1,99
1994	-1,2	-9,2	2,22	2,40	2,20
1995	-0,8	-4,5	2,27	2,36	2,26
1996	-4,7	-2,0	2,57	2,50	2,45
1997	-8,5	-1,0	2,89	2,69	2,66
1998	-10,9	-1,8	3,25	2,98	2,93
1999	-3,2	4,2	3,49	3,24	3,38
2000	-8,5	-1,2	3,78	3,53	3,49

equilibrio utilizando ambos enfoques. Se puede apreciar que ambos métodos muestran que el tipo de cambio real estuvo sobrevaluado desde 1993 en el caso del FEER (excepto en 1999) y desde 1994 en el caso del BEER. Cabe destacar que el BEER muestra una disminución de la brecha en 1999 a 3,2 por ciento, luego de que esta se incrementara hasta 10,9 por ciento en 1998. Por su parte el FEER muestra la misma tendencia con la diferencia que registra una subvaluación de 3,9 por ciento en 1999.

Asimismo, se observa que ambos métodos registran para el año 2000 un incremento en la sobrevaluación cambiaria. En la gráfica VI se aprecia que ambos enfoques muestran una depreciación del tipo de cambio real de equilibrio en los últimos años aunque a tasas diferentes.

#### 4. Apuntes sobre la sostenibilidad de la cuenta corriente

La metodología aplicada para estimar la cuenta corriente ob-

**GRÁFICA VI.** TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO Y OBSERVADO, 1993-2000

jetivo con base en la brecha ahorro-inversión no incorpora explícitamente el concepto de sostenibilidad, lo que podría ser una limitación importante a tomarse en cuenta. De hecho, si bien es posible asumir que los países desarrollados no están sujetos a restricciones de financiamiento internacional (más aún, en muchos casos se trata de economías con desahorro externo), este supuesto no sería muy realista en el caso de economías emergentes que a menudo se ven expuestas a cortes repentinos en los flujos de capitales del exterior.

El concepto de sostenibilidad ha sido tratado en la literatura desde dos puntos de vista complementarios.<sup>4</sup> El primero, conocido también como de *solvencia*, pone énfasis en la capacidad de una economía con déficit en cuenta corriente para honrar su deuda externa en el futuro, dada la evolución de sus fundamentos de largo plazo.

El segundo enfoque, está referido más bien a la *sostenibilidad de los flujos de capitales*. Así en una economía que incurra óptimamente a un financiamiento externo de su exceso de gasto sobre producto, y este exceso sea consistente con los fundamentos de largo plazo, existe la posibilidad de que en algún momento la economía tenga que ajustarse abruptamente (y usualmente con significativos costos reales) ante la aparición de restricciones de liquidez internacional. Tales restricciones pueden aparecer, por ejemplo, cuando los grandes inversionistas internacionales deciden óptimamente diversificar su portafolio ante la aparición de nuevas posibilidades de inversión, pero a costa del acceso a financiamiento de algunas economías. Otro ejemplo se da cuando, por razones políticas, se incrementa el riesgo de que la economía en cuestión decida no pagar sus deudas en el futuro. Este segundo enfoque, sin embargo, está fuera del alcance del presente trabajo.

Volviendo al tema de la solvencia externa de una economía, existen diferentes metodologías para su tratamiento en términos empíricos. Dado el carácter preliminar de la presente investigación, nos limitaremos a comparar los resultados presentados previamente para la cuenta corriente objetivo, con valores sostenibles obtenidos a partir de un análisis bastante simplificado del problema. La idea es simplemente brindar una primera pista acerca de la consistencia de la cuenta corriente objetivo estimada, quedando pendiente un análisis más riguroso en base a algún modelo de optimización intertemporal.<sup>5</sup>

<sup>4</sup> Milesi-Ferreti y Razin (1995).

<sup>5</sup> Existen aproximaciones empíricas para el caso peruano. Ver Calderón (1995) y Arena y Tuesta (1998).

El análisis usado en la presente sección se basa en la siguiente definición de la cuenta corriente de la balanza de pagos, formulada en la ecuación (1):

$$(1) \quad CC_t = AEN_t - AEN_{t-1}$$

donde  $CC$  es la cuenta corriente y  $AEN$  es el saldo de activos externos netos de la economía en referencia como un todo. La identidad (1) establece que la cuenta corriente es igual al cambio en la posición acreedora (o deudora) de un país. Reformulando (1) para el caso de una economía con posición deudora neta y déficit en cuenta corriente, obtendremos la siguiente ecuación:

$$(1') \quad DCC_t = PEN_t - PEN_{t-1}$$

donde  $DCC$  es el déficit en cuenta corriente, y  $PEN$  es el saldo de pasivos externos netos (medidos en moneda extranjera).

Definimos  $k$  como el cociente  $PEN$  a PBI:

$$(2) \quad k_t = PEN_t / (P_t Y_t / E_t)$$

donde  $P$  es el deflactor del PBI,  $Y$  es el producto real y  $E$  es el tipo de cambio nominal. El criterio de sostenibilidad más simple que se puede plantear es que  $k$  sea una constante en el tiempo. Por lo tanto, aplicando diferenciales logarítmicos en (2):

$$(3) \quad \Delta PEN_t / PEN_t = \Delta P_t / P_t + \Delta Y_t / Y_t - \Delta E_t / E_t$$

Reemplazando (1') en (3), se obtiene la ecuación señalada a continuación:

$$(4) \quad DCC_t / PEN_t = \Delta Y_t / Y_t + (\Delta E_t / E_t - \Delta P_t / P_t)$$

de donde:

$$(5) \quad DCC_t / (P_t Y_t / E_t) = [g_t - (e_t - \pi_t)] k$$

donde  $g$  es la tasa de crecimiento del producto,  $e$  es la tasa de depreciación nominal y  $\pi$  es la tasa de inflación. La ecuación (5) establece que si se plantea como condición de sostenibilidad que  $k$  (la razón pasivos externos netos a producto) sea constante, el coeficiente cuenta a corriente a producto debe ser igual a una proporción de  $k$  determinada por el exceso de la tasa de crecimiento del producto ( $g$ ) sobre la variación del tipo de cambio expresado en términos de bienes domésticos ( $e - \pi$ ).

Si tomamos en cuenta que el concepto de sostenibilidad corresponde al largo plazo, es necesario interpretar  $g$ ,  $e$  y  $\pi$  como parámetros de largo plazo. En ese sentido,  $g$  puede ser

definido como la tasa de crecimiento del producto potencial. Asimismo,  $\pi$  puede entenderse como la tasa de inflación subyacente.<sup>6</sup>

El problema conceptual pendiente consiste en determinar una tasa de depreciación nominal de largo plazo consistente con la ecuación (5). La manera más sencilla de saltar el problema consistiría en asumir que se cumple la paridad de poder de compra. De esa forma la ecuación (5) podría ser reformulada:

$$(5') \quad DCC_t/(P_t Y_t/E_t) = [g - \pi^*] k$$

donde  $\pi^*$  es la tasa de inflación externa. El problema de la ecuación (5') es que no es consistente con la idea plasmada a lo largo del trabajo por la cual la paridad del poder de compra no se cumple en el caso peruano.

Una estrategia alternativa consiste en utilizar el tipo de cambio real de equilibrio BEER estimado previamente. Aunque ya hemos visto que este tipo de cambio real de equilibrio es diferente al que resulta de la estimación del FEER (basado en parte en la cuenta corriente objetivo estimada), su uso en esta parte

**CUADRO 19.** PERÚ: CUENTA CORRIENTE SOSTENIBLE, 1993-2000 (en porcentajes)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Pasivos externos netos (% PBI)	65,0	56,7	53,3	51,4	41,1	45,7	50,4	49,1
Déficit cuenta corriente objetivo (% PBI)	5,7	4,8	4,4	4,5	4,3	4,3	4,5	4,0
Crecimiento PBI potencial	-1,6	5,9	4,2	0,4	5,1	-4,5	-0,1	2,5
Inflación externa	2,0	5,3	8,6	0,6	-1,1	-1,9	-0,7	-0,6
Crecimiento TCR BEER	-11,7	-4,8	0,0	1,9	2,5	2,7	3,2	3,9
Déficit cuenta corriente sostenible (% PBI) según PPC	-2,3	0,4	-2,3	-0,1	2,6	-1,2	0,3	1,6
Déficit cuenta corriente sostenible (% PBI) según TCR BEER	7,8	9,1	6,8	-0,5	0,6	-4,1	-2,0	-1,0

<sup>6</sup> Aunque por consistencia conceptual debiéramos interpretar  $\pi$  como la tasa de variación del deflactor del producto, por simplificación usaremos el concepto de IPC para efectos de estimar la inflación subyacente.

podría ser conveniente para efectos de analizar la consistencia de la cuenta corriente objetivo estimada.

En el cuadro 19 se muestran los resultados de cálculos alternativos para la cuenta corriente sostenible de acuerdo al criterio establecido de mantener  $k$  constante.

Sin embargo, cabe mencionar que el dato disponible de pasivos externos netos no es directamente compatible con la ecuación (1') por problemas de medición; es decir, no se cumple necesariamente que la variación de dicho saldo es igual a la cuenta corriente de la balanza de pagos. En todo caso, el presente análisis debe tomarse con carácter exploratorio en vista de las limitaciones de la información.

El cuadro 19 muestra distintos valores para la cuenta corriente sostenible dependiendo del criterio adoptado con respecto al tipo de cambio real de equilibrio. Mientras que la cuenta corriente sostenible asociada a la PPC muestra valores bastante exigentes para todo el período, la cuenta corriente asociada al BEER es consistente con mayores déficit en los primeros años de la década de los noventa. Este resultado es consistente con el hecho de que el dato asociado a la PPC no toma en cuenta la apreciación del tipo de cambio real de equilibrio en esos años que sí muestra el BEER. De acuerdo al valor obtenido con base en este último indicador, los altos déficit de la cuenta corriente objetivo hasta el año 1995 fueron perfectamente sostenibles.

Los resultados cambian hacia la segunda mitad de la década pasada. Ambos indicadores señalan que el déficit de la cuenta corriente objetivo habría estado significativamente por encima de los valores sostenibles (incluso el valor asociado al BEER exigiría superávit en los últimos años). Este último resultado es consistente con el significativo desalineamiento del tipo de cambio real estimado según el BEER para los últimos años de los noventa, y en cierta forma cuestiona los valores obtenidos para la cuenta corriente objetivo en dichos años.

Sin embargo, la metodología aplicada para el presente análisis de sostenibilidad es demasiado simple como para arrojar conclusiones definitivas con respecto a la plausibilidad de los valores obtenidos para la cuenta corriente objetivo. En particular, la estimación del BEER y del crecimiento potencial con base en valores permanentes de sus determinantes (obtenidos mediante el filtro de Hodrick-Prescott) están sujetos a errores de estimación. Asimismo, el criterio de sostenibilidad adoptado no está basado en un enfoque intertemporal, lo que constituye un punto adicional en la agenda de investigación pendiente.

#### IV. CONCLUSIONES

Ambos enfoques el BEER y el FEER buscan identificar los desalineamientos del tipo de cambio real. Para ello, se requiere identificar un nivel de tipo de cambio real sostenible, el cual se obtiene en la medida que los fundamentos económicos sean sostenibles. Sin embargo, ambas metodologías no identifican directamente qué valores de las variables son sostenibles. Dichos valores se han aproximado con el filtro de Hodrick Prescott.

Otra diferencia entre el BEER y el FEER es que el primero no considera directamente los equilibrios interno y externo, mientras que el segundo se basa en la obtención del equilibrio externo y asume el equilibrio interno como dado.

Un resultado importante es la tendencia ascendente del tipo de cambio real de equilibrio a partir de 1998 con ambas metodologías. En el caso del FEER el quiebre se debe al ajuste comercial que se produjo a partir de la segunda mitad de 1998 asociado a los efectos de la crisis financiera internacional. Con la metodología del BEER, por su parte, el cambio en la tendencia del tipo de cambio real aparece en 1995 como consecuencia, inicialmente por una reversión en los flujos de capital y posteriormente por la generación de déficit fiscales ante la caída de los ingresos del gobierno.

Asimismo, se observa que ambos métodos registran para el año 2000 una depreciación del tipo de cambio real de equilibrio. Sin embargo, mientras que el FEER estima un atraso cambiario para dicho año el BEER predice un adelanto cambiario. Esto se unifica en el 2001 donde al tercer trimestre ambas metodologías muestran un ligero atraso cambiario.

#### BIBLIOGRAFÍA

- Arena, M., y P. Tuesta (1997), "Fundamentos y desalineamientos: el tipo de cambio real de equilibrio en el Perú", *Estudios Económicos*, BCRP.
- Arena, M., y J. Ferreyra (1997), *Devaluación, precios relativos y flujos de comercio. El caso peruano*, XV Latin American Meeting of the Econometric Society.
- Arena, M. y P. Tuesta (1998), "La Cuenta corriente en el Perú: una perspectiva a partir del enfoque de suavizamiento del consumo, 1960-1996", *Estudios Económicos*, BCRP.
- Calderón, C. (1995), *La sostenibilidad de la cuenta corriente*, XII Encuentro de Economistas, BCRP.

- Calderón, C., J. Ferreyra y J. Illescas (1995), *Tipo de cambio real de equilibrio en el Perú*, XII Encuentro de Economistas, BCRP.
- Clark P., y R. MacDonald (1998), *Exchange Rate and Economic Fundamentals: A Metodological Comparison of BEERS and FEERS*, Fondo Monetario Internacional (Working Paper 68/98).
- Devarajan, S. (1999), "Estimates of Real Exchange Rate Misalignment with a Simple General-Equilibrium Model", en Hinkle y Montiel, *op. cit.*
- Froot, K., y K. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", en G. Grossman y K. Rogoff, *Handbook of International Economics*, vol. III, Elsevier Science.
- Edwards, S. (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment*, The MIT Press.
- Edwards, S., y M. Savastano (2000), "Exchange Rate in Emerging Economies: What do we Know? What do we need to Know?", en A. Krueger, ed., *Economic Policy Reform: The Second Stage*, University of Chicago Press.
- Harberger, Arnold (1986), "Economic adjustment and real exchange rate", en *Economic adjustment and exchange rates in development countries*.
- Hinkle, L., y P. Montiel (1999), *Exchange Rate Misalignment, Concepts and Measurement for Developing Countries*, Banco Mundial, Oxford University Press.
- Isard, P., y H. Faruquee, eds. (1998), *Exchange Rate Assesment, Extensions of the Macroeconomic Balance Approach*, Fondo Monetario Internacional.
- Montiel, P. (1999), "The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research", en Hickle y Montiel, *op. cit.*
- Repetto, A. (1992), "Determinantes del largo plazo del tipo de cambio real, una aplicación al caso chileno (1960-90)", *Colección Estudios CIEPLAN*, n° 36.
- Wren-Lewis, S., y R. Driver (1998), *Real Exchange Rates for the Year 2000*, Instituto de Economía Internacional.



*William T. Gavin*

# Pronósticos del Comité Federal de Mercado Abierto: ¿Está toda la información dentro de la tendencia central?

## I. INTRODUCCIÓN

Desde 1980 se ha producido un mejoramiento sustancial en el comportamiento de la política monetaria en la mayoría de los países industrializados. Bernanke y sus compañeros (1998) atribuyen este éxito a la adopción de la meta de inflación, aunque no son muy precisos en su definición sobre lo que significa adoptar una meta de inflación. Se dice que inclusive los países que no tienen meta de inflación numérica, adoptan una meta de inflación siempre que se orientan hacia un objetivo de largo plazo en materia de estabilidad de precios (inflación baja) y publican los pronósticos de inflación. Mediante esta definición amplia, aún el Sistema Federal de Reserva puede considerarse que tiene una meta de inflación.

Este trabajo describe y documenta los pronósticos del Comité Federal de Mercado Abierto (FOMC) realizados durante 23 años. En 1979, el Congreso le pidió al Sistema Federal de Re-

*Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo de W. T. Gavin, vicepresidente y economista del Banco Federal de Reserva de San Luis, del original en inglés aparecido con el título "FOMC Forecasts: Is All the Information in the Central Tendency?", en Review, del Banco Federal de Reserva de San Luis, vol. 85, n° 3, de mayo-junio de 2003, pp. 27-46. La asistencia de investigación corrió a cargo de Athena Theodorou.*

serva que empezara a preparar pronósticos y presentara informes al respecto. La sección 108 de la Ley Humphrey Hawkins, explícitamente le pide al Sistema Federal de Reserva que empiece a presentar “informes escritos que contengan: *i*) una revisión y un análisis de los acontecimientos recientes que afectan las tendencias económicas de la nación; *ii*) los objetivos y planes... con respecto a los agregados monetarios y crediticios...; y *iii*) la relación que tienen los objetivos y planes mencionados anteriormente, con las metas a corto plazo establecidas en el más reciente *Informe Económico del Presidente*.” A fin de satisfacer el tercer punto, el presidente del Sistema Federal de Reserva empezó dando una síntesis de los pronósticos de los formuladores de política del Sistema Federal al Congreso en julio de 1979.<sup>1</sup> Desde entonces, siempre se han estado presentando resúmenes similares de pronósticos en los meses de febrero y julio. Los pronósticos se hacen a partir de tasas de crecimiento anuales, que van del cuarto trimestre al siguiente cuarto trimestre, del producto interno bruto (PIB) nominal, del PIB real y de la inflación.<sup>2</sup> Los formuladores de política del Sistema Federal también pronostican el nivel promedio de desempleo registrado en el cuarto trimestre del año. En febrero los pronósticos pertenecen al año calendario corriente (a los que el presente artículo se refiere como pronósticos con doce meses de anticipación). En julio, los pronósticos se actualizan en función del año calendario (pronósticos con seis meses de adelanto) y las proyecciones preliminares se elaboran para el siguiente año calendario (pronósticos con dieciocho meses de anticipación).

Cada uno de los miembros del FOMC (y los presidentes de los bancos federales de reserva que no votan) elaboran pronósticos por separado, pero los pronósticos individuales no se publican.<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Los requisitos de información contenidos en la Ley de Humphrey Hawkins expiraron en mayo de 2000. el Congreso les hizo algunas correcciones y continuó con los requisitos de información en la Ley de la propiedad de los hogares y de las oportunidades económicas del año 2000 (sección 1003).

<sup>2</sup> El Sistema Federal procedió igual que la Oficina de Análisis Económico y cambió del PNB al PIB en 1992.

<sup>3</sup> El FOMC es el comité formulador de políticas del Sistema Federal de Reserva. Cuando la Junta está completa, el Comité se integra por los siete gobernadores de la Junta, el presidente del Banco Federal de Reserva de Nueva York y 4 de los restantes 11 presidentes de los bancos federales de reserva conforme a un esquema rotativo. Los 12 presidentes asisten a todas las reuniones, contribuyen a la discusión y proporcionan pronósticos que se resumen en un testimonio que se eleva al Congreso. En este artículo, cuando se hace referencia a los pronósticos del FOMC se habla del resumen de pronósticos que se recogen entre los miembros del FOMC y los presidentes de los bancos federales de reserva.

Más bien, el Sistema Federal reporta dos estadísticas resumidas: el pronóstico más bajo y el más alto que se da a conocer por parte de los formuladores de política, así como la *tendencia central*, sobre la cual se ha informado desde febrero de 1983, y que tiene un rango menor que omite los pronósticos extremos.

El presente trabajo evalúa el contenido de información de cada una de las estadísticas resumen, el rango completo y la tendencia central, y define dos pronósticos del FOMC basados en esas estadísticas: el punto medio del rango completo (FR) y el punto medio del rango de la tendencia central (CT). El trabajo compara la precisión de los pronósticos, las pruebas de sesgo y eficiencia, y utiliza pruebas de inclusión (*encompassing*) para ver si alguna de estas estadísticas resumen abarca a la otra. Se reconoce que los dos pronósticos calculados mediante el FR y la CT están muy cerca el uno del otro. En muchas de las pruebas no podemos distinguir entre los dos. Sin embargo, en los casos en los que hay diferencias significativas estadísticamente, las pruebas generalmente favorecen el uso del FR.

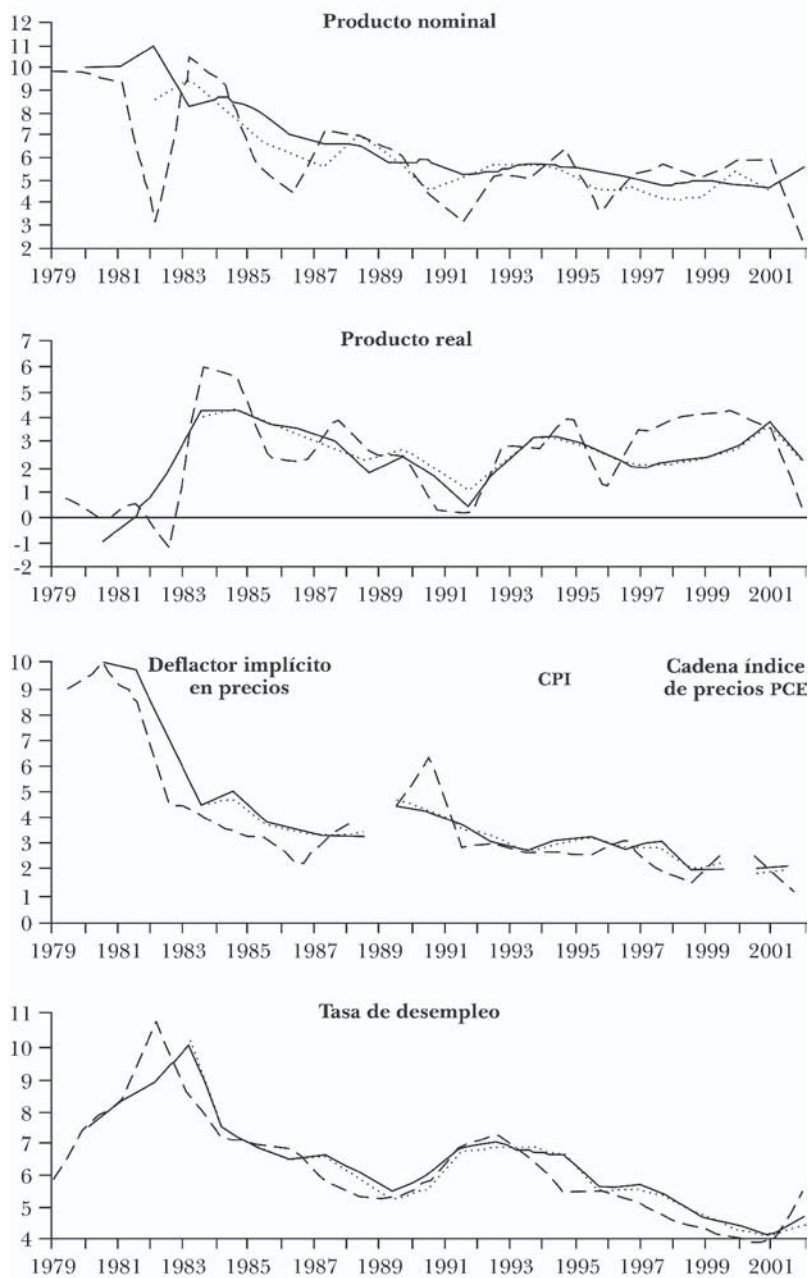
## II. EL REGISTRO HISTÓRICO

Si los pronósticos destacados del FR y de la CT resultan simétricos, entonces los dos serán iguales. El FOMC ha producido una gran cantidad de pronósticos desde 1979. Hay dos rangos opcionales para cada una de cuatro variables económicas pronosticadas realizadas en tres horizontes diferentes (24 series de pronósticos separados que van desde 18 hasta 23 años cada una). Para comparar los pronósticos con los resultados se mide el producto, así como la inflación y el desempleo reales, utilizando datos cronológicos reales más que los últimos datos recolectados.

Siempre existen cuestionamientos acerca de la manera de definir los datos “reales” puesto que los datos se revisan regularmente en la medida en que obtenemos más información sobre el pasado. El análisis de este estudio se basa en datos de tiempo real que se tienen en el Banco Federal de Reserva de Filadelfia. Allí crearon colecciones de datos que estaban disponibles a mediados de los siguientes meses: febrero, mayo, agosto y noviembre.<sup>4</sup> Salvo que se indique otra cosa, los valores

<sup>4</sup> Los pronósticos y los datos de tiempo real utilizados en este artículo, están a disposición de quien los requiera en el sitio Web del Banco <researchsilovis-fed.org>.

GRÁFICA I. PRONÓSTICOS DEL FOMC: 1979 A 2001



NOTA: Los valores reales (líneas punteadas) son los primeros que estuvieron disponibles en febrero del año siguiente. El FR se muestra mediante una línea continua y la CT mediante una línea entrelineada.

reales se toman del primer reporte del año calendario, que aparece a finales de enero y se almacena en los expedientes de “febrero” en el Banco Federal de Filadelfia.

En un trabajo preliminar que desarrollaron los mismos autores de este artículo se examinaron los errores cuadráticos medios (RMSE) calculados mediante el uso de las diferentes versiones de los datos que estuvieron disponibles durante el año posterior al período pronosticado. Se encontró que los pronósticos del FOMC sobre el PIB nominal y el PIB real tuvieron mayor precisión en los casos de las primeras cifras que se dieron a conocer y que fueron informadas en el mes de febrero. Los pronósticos del FR en cuanto a la inflación fueron casi igualmente precisos al usar las cifras de febrero o las de noviembre, y el pronóstico de la inflación de la CT resultó más preciso al utilizar la información de noviembre. En todos los casos los pronósticos de inflación estuvieron más cercanos a la versión de febrero que a la de mayo. Los datos sobre desempleo tuvieron poca revisión durante el primer año, y no se revisó la muestra sobre el promedio del cuarto trimestre.

Los pronósticos para 12 meses se usan para mostrar los pronósticos del FOMC en la gráfica I. La parte superior de la gráfica muestra el crecimiento del PIB nominal. Durante 1995, el FOMC, en promedio predijo con exceso el crecimiento del PIB nominal. Los errores de pronóstico del PIB nominal fueron particularmente grandes en los años en los que se produjeron recesiones, a saber: 1981-82; 1990-91 y 2001. En promedio, los pronósticos del PIB real, que aparecen en la segunda porción de la gráfica parecen no tener sesgos, pero los errores de pronóstico fueron grandes y negativos en las recesiones y grandes y positivos entre los años 1995 y 1999. Hubo un incremento inesperado en el crecimiento de la productividad durante la segunda mitad de los años noventa.

La tercera porción de la gráfica muestra los pronósticos de inflación hechos por el FOMC, que empezó a pronosticar el deflactor implícito de precios para el PIB de 1979. Gran parte del sesgo en los pronósticos del PIB nominal proceden de una tendencia a predecir con exceso la inflación en los años ochenta. El FOMC continuó informando pronósticos del deflactor hasta 1989, cuando empezó a hacer pronósticos de inflación en términos del índice de precios al consumidor (CPI). La inflación del CPI se aceleró al 7% en los segundos dos trimestres de 1990, sobrepasando los pronósticos del FOMC. La inflación se desaceleró rápidamente en 1991 y permaneció, en promedio, por debajo de los pronósticos durante los años noventa. En 2000 el

FOMC cambió nuevamente, esta vez pasó al índice de precios en cadena de los gastos de consumo personal (PCE).

La tasa de desempleo promedio del cuarto trimestre se muestra en la parte inferior de la gráfica I. En ella, los elementos interesantes son la declinación en la tendencia del consumo que aparece para reflejar la declinación de la inflación, la tendencia a predecir con exceso el desempleo en los años noventa (otra faceta del sorprendente alto crecimiento de la productividad) y la relativamente precisa predicción del desempleo durante la recesión de 1990-91.

Las estadísticas descriptivas y las pruebas que comparan los pronósticos opcionales se presentan en el cuadro 1. El análisis de este estudio utiliza datos de 1983 a 2001 en los pronósticos para los meses 6 y 12 y de 1984 a 2001 en los pronósticos para el mes 18, de tal forma que se puedan comparar los pronósticos obtenidos del FR con los computados por la CT.<sup>5</sup> En el cuadro 1 se presentan cinco estadísticas: el error medio, el error cuadrático medio (RMSE), los valores  $\tilde{n}$  derivados de una estadística Wilcoxon de rango-señalado que verifica si el RMSE de los pronósticos del FR y de la CT son iguales, así como la amplitud de los intervalos del FR y de la CT, lo mismo que el porcentaje de veces que el valor real cayó fuera del FR y de la CT.

**CUADRO 1. PRONÓSTICOS DEL FOMC POR HORIZONTES DE PRONÓSTICO**

	FR			CT		
	Mes 6	Mes 12	Mes 18	Mes 6	Mes 12	Mes 18
PIB nominal						
Error medio	-0.31	-0.17	-0.43	-0.35	0.18	-0.59
RMSE	0.97	1.34	1.52	0.93	1.45	1.67
Prueba Wilcoxon de rango-señalado (valor $p$ )	(0.98)	(0.14)	(0.05)			
Amplitud de rango en puntos porcentuales	1.61	2.09	2.37	0.66	0.72	0.98
Porcentaje de tiempo fuera del rango	53	58	44	79	89	72

(sigue)

<sup>5</sup> Véase Gavin y Mandal (2002) para obtener un análisis de los pronósticos del FR sobre producto e inflación, incluyendo una comparación con los pronósticos hechos por el consenso *Blue Chip* y por los pronósticos del *Green Book*. Los autores señalan que los pronósticos de producto del FOMC fueron tan buenos como los pronósticos de *Blue Chip* y de *Green Book*. Los pronósticos sobre inflación fueron mejores que los de *Blue Chip* pero no tan buenos como los de *Green Book*.

**CUADRO 1** (concluye)

	FR			CT		
	Mes 6	Mes 12	Mes 18	Mes 6	Mes 12	Mes 18
<b>PIB real</b>						
Error medio	-0.01	0.25	0.19	0.00	0.20	0.09
RMSE	0.78	1.26	1.33	0.79	1.27	1.41
Prueba Wilcoxon de rango-señalado (valor $p$ )	(0.86)	(0.86)	(0.56)			
Amplitud de rango en puntos porcentuales	1.11	1.43	1.55	0.42	0.53	0.51
Porcentaje de tiempo fuera del rango	68	68	50	95	100	78
<b>Inflación</b>						
Error medio	-0.01	0.25	0.19	0.00	0.20	0.09
RMSE	0.78	1.23	1.33	0.79	1.27	1.41
Prueba Wilcoxon de rango-señalado (valor $p$ )	(0.42)	(0.92)	(0.07)			
Amplitud de rango en puntos porcentuales	0.95	1.32	1.94	0.39	0.49	0.63
Porcentaje de tiempo fuera del rango	47	53	39	89	74	67
<b>Desempleo</b>						
Error medio	-0.15	-0.29	-0.31	-0.12	-0.20	-0.23
RMSE	0.38	0.60	0.81	0.37	0.63	0.80
Prueba Wilcoxon de rango-señalado (valor $p$ )	(0.70)	(0.73)	(0.76)			
Amplitud de rango en puntos porcentuales	0.56	0.64	0.88	0.19	0.22	0.35
Porcentaje de tiempo fuera del rango	37	68	67	68	69	78

NOTAS: La prueba Wilcoxon de rango-señalado se usa para verificar la hipótesis nula de que los pronósticos son igualmente precisos (es decir, los RMSE son iguales). Los niveles de significancia se computaron de un programa proporcionado por Rob van Son encontrado en [http://www.fon.hum.uva.nl/service/statistics/signed\\_rank\\_algorithms.html](http://www.fon.hum.uva.nl/service/statistics/signed_rank_algorithms.html). Las celdas en cursiva indican que el valor de la probabilidad es menor al 10 por ciento. Los datos abarcan el período 1983-2001 para horizontes del mes 6 y del mes 12 y el período 1984-2001 para el horizonte del mes 18.

Tal como se vio en el caso de los pronósticos para el mes 12 en la gráfica I, el FOMC tendió a pronosticar con exceso la inflación, el crecimiento del PIB nominal y la tasa de desempleo. En

cada uno de estos casos, el sesgo negativo en el error medio fue el mayor en los pronósticos para el mes 18. No hubo sesgo en los pronósticos del PIB real a seis meses y hubo un sesgo positivo en los pronósticos para los meses 12 y 18 sobre el PIB real.

Los RMSE se presentan en la segunda fila de cada grupo de gráficas. Los RMSE del PIB fueron los más grandes; de 10 a 20% más grandes que los del PIB real y casi lo doble de los de la inflación. Por lo general, los errores del crecimiento real del PIB y de la inflación estaban débilmente correlacionados en forma negativa. Los valores de probabilidad de una prueba Wilcoxon de rango-señalado se presentan entre paréntesis en la tercera fila de cada una de las porciones de la gráfica sobre los pronósticos de FR. Esta es una prueba de la hipótesis nula de que los RMSE de los pronósticos del FR y de la CT son iguales. Se usa la estadística de rango-señalado Wilcoxon porque Diebold y Mariano (1995) muestran que esta prueba estadística tiene un buen tamaño en los casos en los que la muestra es pequeña y los errores opcionales de pronóstico están altamente correlacionados y posiblemente correlacionados en forma serial, tal como se espera en los pronósticos para el mes 18.<sup>6</sup> Solamente en 2 de los 24 casos el valor de la probabilidad es inferior al 10%, a saber en los pronósticos para el mes 18 sobre el crecimiento del PIB y la inflación. En ambos casos, el pronóstico obtenido del FR fue más preciso que el que se derivó de la CT.

La cuarta fila de cada porción de la gráfica presenta la amplitud promedio de los intervalos de FR o de CT. La amplitud del rango es la distancia en puntos porcentuales entre los pronósticos del punto alto y del punto bajo. Se define el pronóstico de consenso del FOMC como el punto medio del rango entre el pronóstico alto y el pronóstico bajo. Una forma de calibrar si el rango es una buena medición de la incertidumbre sobre el pronóstico es ver que tan frecuentemente cae el valor real fuera del rango. La última fila de cada porción de la gráfica presenta el porcentaje de tiempo en que el producto quedó fuera del FR o de la CT informados. Los valores reales quedaron fuera de la CT la mayor parte de las veces; de hecho, en el caso de los pronósticos de producto párale mes 12 quedaron fuera todas las veces.

<sup>6</sup> El pronóstico de 18 meses para el año  $t$  se hace con anterioridad a que se conozca el valor real del año  $t-1$ . Cualquier sorpresa en el valor real del año  $t-1$  será parte del error pronosticado para el año  $t-1$ . Esta sorpresa es probable que se refleje en el valor real (y en el error pronosticado) del año  $t$ . Es por ello que se puede esperar una correlación serial de primer orden en los errores pronosticados de 18 meses.



La amplitud promedio del FR para el pronóstico del producto en el mes 18 es de 1.55 puntos porcentuales. El valor real cayó fuera de este rango durante el 50% del tiempo. El rango de los pronósticos del producto para el mes 12 fue casi igual de amplio (1.43 puntos porcentuales) pero el valor real cayó fuera de este rango durante el 68% del tiempo. En el horizonte más corto, la amplitud del rango también cayó a 1.11 puntos porcentuales, y el valor real también cayó fuera de este rango durante el 68% del tiempo.

El futuro económico es siempre incierto y un rango de pronóstico más amplio refleja un mayor desacuerdo entre los formuladores de política acerca de las tendencias económicas y los objetivos de política. Sin embargo, aun si los pronósticos de todos los formuladores de política fueran idénticos (consenso perfecto) probablemente estarían mal porque el futuro es impredecible inherentemente. El cuadro 2 es un intento de calibrar el grado de consenso que existe acerca del panorama, con relación al carácter impredecible de la economía. El cuadro muestra las relaciones entre los RMSE de los pronósticos del consenso con respecto a la mitad de la amplitud de los rangos del pronóstico. (Se utiliza una mitad del rango para hacer la escala comparable con el RMSE, que es un índice de lo impredecible de la economía.) La amplitud del rango es una medición inversa del consenso. Como tal, las relaciones revelan, de un modo simple, el grado de consenso que hay entre los formuladores de política acerca del panorama de una variable, en la que atañe a la dificultad de predecir dicha variable. Una relación alta, por ejemplo, indica que hay un gran consenso en torno al panorama por lo que toca frente al impredecible carácter de la variable.

**CUADRO 2.** UNA MEDICIÓN RELATIVA DEL CONSENSO FOMC

	<i>Horizontes de pronóstico</i>		
	<i>Mes 6</i>	<i>Mes 12</i>	<i>Mes 18</i>
PIB nominal	1.21	1.28	1.28
PIB real	1.40	1.76	1.72
Inflación	1.08	1.05	0.87
Desempleo	1.35	1.86	1.83

NOTA: Los valores de este cuadro se calculan como la razón entre el RMSE y la mitad de la amplitud del rango tal como se presenta en el cuadro 1. Es una medición de la incertidumbre predictiva (RMSE) dividida por una medición inversa del consenso de política. Es por ello que un alto número indica un relativamente alto grado de consenso.

En todos los casos, salvo en los pronósticos de la inflación en el mes 18, el RMSE es mayor que la mitad de la amplitud del rango. Paradójicamente, las cifras mayores [en las que el consenso es fuerte en comparación con su grado de capacidad de predecir] se dan variables “reales” tales como PIB y tasa de desempleo, sobre las que el Sistema Federal tiene poco control. Al mismo tiempo, las cifras más pequeñas se observan en inflación, sobre las que el Sistema Federal parece tener considerable influencia, aunque tal vez no en horizontes tan cortos como 18 meses. Los pronósticos de inflación individuales reflejan, en mayor o menor medida, las creencias de los formuladores de política acerca del objetivo deseado de inflación a largo plazo. Entre los horizontes de pronóstico de inflación, el consenso mínimo surge del horizonte más largo –mes 18– sobre el que se supone que el control del Sistema Federal es el más fuerte. Desde la formación del Banco Central Europeo, el Sistema Federal de Reserva y el Banco de Japón son los únicos bancos centrales importantes en el mundo que no anuncian un objetivo numérico para la inflación. Las estadísticas del cuadro 2 sugieren una razón por la que los formuladores de política de Estados Unidos pueden haber estado reticentes a adoptar una meta objetiva específica de inflación, que consiste en que hay poco consenso acerca de cual debería ser el objetivo numérico.

### III. ¿NO ESTÁN SESGADOS LOS PRONÓSTICOS DEL FOMC?

Hay un problema para evaluar los pronósticos de inflación del FOMC puesto que como se hizo notar anteriormente, el FOMC cambió de índices de precios en el período de muestra de este estudio. En el análisis que se hace en la gráfica I y en los cuadros 1, 2 y A.1 se utilizan los pronósticos de inflación para los diferentes índices de precios que se reportaron. En lo que queda de este artículo se usa un pronóstico implícito que se calcula restando el punto medio del rango de los pronósticos del PIB real del punto medio del rango de los pronósticos del PIB nominal (cuadros 3 a 5). Se procedió así porque el FOMC ha pronosticado consistentemente el producto nominal y el real desde 1979. Aún cuando el Sistema Federal basaba el pronóstico de inflación en el CPI (desde 1989 hasta 1999), también estaba informando sobre pronósticos tanto para el producto real como para el nominal, así que siempre se contaba con un pronóstico implícito para el deflactor del producto.

En esta sección se verifican los pronósticos opcionales de in-

estabilidad y se estima la siguiente regresión en la primera parte de la prueba del estudio:

$$(1) \quad x_t = \alpha + \beta_{t-i} x_t^f + \epsilon_t$$

donde la  $X$  es la variable que se está pronosticando (el cuarto trimestre sobre la tasa de crecimiento del producto del cuarto trimestre o el deflactor de precios del producto). El pronóstico ( $X^f$ ) se indiza en función del momento en que se hizo el pronóstico ( $t-i$ , donde  $i$  se refiere a 3 horizontes de pronóstico) y el año al que se aplica ( $t$ ). Si las estimaciones de  $(\alpha, \beta)$  son iguales a  $(0,1)$  los pronósticos están insesgados. Se usa un estadístico  $F$  para verificar la insesgabilidad. Holden y Peel (1990) muestran que aunque se pueda rechazar la hipótesis nula de que  $(\alpha, \beta)$  son iguales a  $(0,1)$ , aún es posible que los pronósticos puedan estar insesgados. La intuición acerca del resultado puede entenderse si se piensa en la ecuación (1) como mecanismo para combinar pronósticos insesgados de las series. Si no se puede rechazar la hipótesis nula, se puede concluir que el pronóstico está insesgado. Si se rechaza la hipótesis nula, es necesario examinar las propiedades del error del pronóstico,  $X_t - X_t^f$ . Para llevar a cabo una prueba completa de insesgabilidad también se computa la regresión:

$$(2) \quad X_t - X_t^f = \gamma + \epsilon_t$$

y probar si  $\gamma$  es igual a cero. Además hay que tomar en cuenta la posible correlación serial en el error del pronóstico de julio-año próximo. Puesto que el horizonte de pronóstico es mayor que el intervalo en el que el crecimiento del producto se mide, el error de pronóstico para el año  $t$  no está disponible cuando se hacen los pronósticos del año  $t+1$ . Por lo tanto, la información que llega en la segunda mitad del año  $t$  puede reflejarse en errores de pronóstico para ambos años:  $t$  y  $t+1$ . Si lo hace, los errores mostrarán correlación serial de primer orden. Para este caso, Hansen (1982) ha mostrado que las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) estarán insesgadas, pero los errores estándar serán muy pequeños, conduciendo a demasiados rechazos de la hipótesis nula. Es por ello que se usa la corrección de la correlación serial sugerida por Hansen (1982) cuando se presentan estadísticas de verificación para los pronósticos de julio del siguiente año.

Las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios de las ecuaciones (1) y (2) para los pronósticos del FOMC se enumeran en el cuadro 3, donde se incluyen los cálculos de  $\alpha$  y  $\beta$ , con

errores estándar entre paréntesis. La tercera columna de resultados muestra los valores de la probabilidad de la estadística  $F$  para la hipótesis conjunta nula de que  $(\alpha, \beta) = (0,1)$ . En los 12 casos de producto real y nominal, todos los valores de la probabilidad se encuentran por encima del 10%, por lo que se concluye que los pronósticos para el producto están incesgados. El cuadro 2 también da información de la estadística  $t$  para cálculos de  $\gamma$  en la ecuación (2). No obstante, es necesario calcular la ecuación (2) en el caso de los pronósticos del producto, puesto que no se puede rechazar el carácter incesgado mediante el uso de la estadística  $F$ .

**CUADRO 3. PRUEBAS SOBRE INCESGABILIDAD**

$$\text{Ecuación (1) } x_t = \alpha + \beta_{t-i} x_t^f + \varepsilon_t^a$$

$$\text{Ecuación (2) } (x_t - {}_{t-j} x_t^f) = \gamma + \varepsilon_t^b$$

	Pronóstico	Estadística $F$			
		$\alpha(ES)$	$\beta(ES)$	(valor $p$ )	$\gamma$ (valor $p$ )
PIB nominal	6 meses FR	-0.477 (0.86)	1.028 (0.14)	0.396	0.172
	6 meses CT	-0.560 (0.80)	1.035 (0.13)	0.268	0.104
	12 meses FR	0.269 (1.32)	0.925 (0.22)	0.823	0.536
	12 meses CT	0.674 (1.41)	0.855 (0.23)	0.720	0.599
	18 meses FR	1.444 (1.94)	0.681 (1.94)	0.326	0.245
	18 meses CT	2.182 (1.72)	0.541 (0.28)	0.101	0.141
PIB real	6 meses FR	-0.301 (0.47)	1.098 (0.15)	0.799	0.960
	6 meses CT	-0.312 (0.47)	1.105 (0.15)	0.781	1.000
	12 meses FR	-0.068 (0.92)	1.115 (0.32)	0.677	0.412
	12 meses CT	-0.697 (1.08)	1.330 (0.38)	0.542	0.484
	18 meses FR	-0.124 (1.49)	1.121 (0.56)	0.829	0.560
	18 meses CT	0.644 (1.67)	0.794 (0.61)	0.915	0.800
Inflación	6 meses FR	-0.075 (0.35)	0.926 (0.11)	0.028	0.009
	6 meses CT	-0.198 (0.35)	0.952 (0.11)	0.009	0.002

(sigue)

CUADRO 3 (concluye)

	Pronóstico	$\alpha(ES)$	$\beta(ES)$	Estadística $F$	
				(valor $p$ )	$\gamma$ (valor $p$ )
Desempleo	12 meses FR	0.233 (0.41)	0.790 (0.13)	0.006	0.002
	12 meses CT	0.233 (0.43)	0.790 (0.13)	0.012	0.009
	18 meses FR	0.115 (0.54)	0.775 (0.16)	0.002	0.001
	18 meses CT	0.592 (0.59)	0.615 (0.17)	0.001	0.003
	6 meses FR	0.395 (0.40)	0.909 (0.06)	0.080	0.072
	6 meses CT	0.671 (0.35)	0.868 (0.06)	0.036	0.152
	12 meses FR	0.798 (0.56)	0.824 (0.09)	0.019	0.033
	12 meses CT	1.144 (0.57)	0.779 (0.09)	0.032	0.160
	18 meses FR	1.425 (1.01)	0.713 (0.16)	0.058	0.99
	18 meses CT	1.480 (1.01)	0.713 (0.17)	1.22	0.218

NOTAS: FR representa los pronósticos calculados como el punto medio del rango completo y CT representa los pronósticos calculados como el punto medio de la CT. Las pruebas utilizan el período de muestra para el que la CT está disponible: 1983-2001 para los pronósticos del mes 6 y del 12, y 1984-2001 para los pronósticos del mes 18. Las casillas en cursiva indican que el valor de la probabilidad es inferior al 10 por ciento.

En contraste, los valores de la probabilidad de la estadística  $F$  para los pronósticos de la inflación y desempleo son bastante bajos. En el caso de la inflación, la estadística  $F$  siempre rechaza el carácter inesperado al nivel del 10%. La quinta columna del cuadro 3 indica los valores de la probabilidad de la estadística  $t$  para verificar si  $\gamma$  es igual a cero. En este caso, existe una fuerte evidencia de que los pronósticos de inflación están sesgados, lo cual no es de sorprender demasiado, puesto que los pronósticos de inflación estuvieron por encima de la inflación real la mayor parte del tiempo (véase la gráfica I). En el caso de la tasa de desempleo, se puede rechazar la hipótesis conjunta de que  $(\alpha, \beta) = (0, 1)$  en cinco de los seis casos. En dos de ellos, sin embargo, no se puede rechazar que la media del error de pronóstico era cero. En este caso, los pronósticos del FR sobre el desempleo estuvieron significativamente sesgados, pero no así los pronósticos de la CT.

#### IV. ¿SON EFICIENTES LOS PRONÓSTICOS DEL FOMC?

Se considera que los pronósticos son eficientes si el pronosticador toma en cuenta toda la información relevante. Lo anterior significa que los pronosticadores continúan invirtiendo en usar más información a medida que los beneficios del uso de esa mayor información excedan los costos de su adquisición. En la práctica se verifica la eficiencia de la información a base de probar si los errores de pronóstico se relacionan sistemáticamente con información que estaba fácilmente disponible cuando los pronósticos se hicieron. Puesto que el conjunto de información es pequeño se verifica una relación bivariada entre los errores de pronóstico y la información del pasado. Para llevar a cabo esta prueba de eficiencia se corrió la siguiente regresión:

$$(3) \quad {}_{t-i}e_t = \alpha + \beta {}_{t-i}x_{t-j}^k + {}_{t-i}u_t$$

en donde  ${}_{t-i}e_t$  es el error de pronóstico para el año  $t$  (para cada una de las cuatro variables) hecho durante el horizonte  $t-i$ . Es así, que hay un total de 24 variables dependientes. Tanto el FR como la CT tienen tres horizontes para cada una de las cuatro variables pronosticadas. El término  ${}_{t-i}x_{t-j}^k$  es la variable de información  $t-j$  que estaba disponible cuando se hizo el pronóstico. Por lo tanto, cuando la variable dependiente es un error de pronóstico para el mes 18,  $j$  es igual a 2 y cuando es un error de pronóstico para el mes 6 o el 12, entonces  $j$  es igual a 1. El exponente  $k$  se refiere a la variable de información incluida en la prueba de eficiencia de este estudio.

En principio, se podría verificar la eficiencia con respecto a cualquier información que estuviera disponible al momento de hacer los pronósticos. En el cuadro 4A, se incluye la información disponible más reciente sobre las variables que se están pronosticando, a saber: crecimiento del PIB nominal, crecimiento del PIB real, inflación y la tasa de desempleo. El cuadro incluye los valores  $p$  para la estadística- $t$  que está probando la hipótesis nula de que  $\beta=0$ . También se derivaron estadísticas- $Q$  (a partir de la regresión del error de pronóstico sobre el último valor observado de la variable pronosticada) para verificar la correlación serial en los errores de pronóstico. Por ejemplo, en el cuadro 4A, en la primera fila, los resultados se calculan utilizando el error de pronóstico del PIB nominal para el mes 18. La estadística- $Q$  se toma de la ecuación que incluye el pasado crecimiento del PIB nominal en el lado derecho. En la segunda fila de cada panel, el error de pronóstico para el crecimiento

del PIB real es la variable dependiente y la estadística- $Q$  se toma de la ecuación que incluye como variable de información el crecimiento pasado del PIB.

**CUADRO 4. ¿SON EFICIENTES LOS PRONÓSTICOS DEL FOMC?**

**A. Historia de las variables pronosticadas**

[Se utilizan datos del mes de mayo para los pronósticos de julio; los valores que aparecen en el cuadro son valores de probabilidad para la estadística  $t$  del coeficiente  $\beta$  de la ecuación (3):  ${}_{t-i}e_t = \alpha + \beta {}_{t-i}x_{t-j}^k + {}_{t-i}u_t$ .]

	<i>PIB nomi- nal</i>	<i>PIB real</i>	<i>Inflación</i>	<i>Tasa de des- empleo</i>	<i>Q*</i>
Errores de pronóstico para el mes 6					
FR					
PIB nominal	0.25	0.64	0.23	0.67	0.00
PIB real	0.10	0.30	0.28	0.49	0.01
Inflación	0.58	0.38	0.58	0.70	0.11
Tasa de des- empleo	0.22	0.20	0.93	0.08	0.04
CT					
PIB nominal	0.14	0.56	0.11	0.64	0.00
PIB real	0.03	0.21	0.15	0.41	0.03
Inflación	0.34	0.22	0.66	0.55	0.16
Tasa de des- empleo	0.12	0.08	0.75	0.01	0.39
Errores de pronóstico para el mes 12					
FR					
PIB nominal	0.21	0.58	0.25	0.70	0.03
PIB real	0.27	0.46	0.57	0.28	0.06
Inflación	0.67	0.71	0.14	0.12	0.11
Tasa de des- empleo	0.52	0.48	0.90	0.05	0.05
CT					
PIB nominal	0.10	0.38	0.23	0.60	0.01
PIB real	0.21	0.48	0.37	0.21	0.09
Inflación	0.24	0.57	0.32	0.15	0.01
Tasa de des- empleo	0.42	0.44	0.94	0.02	0.22
Errores de pronóstico para el mes 18					
FR					
PIB nominal	0.01	0.08	0.30	0.82	0.36
PIB real	0.08	0.17	0.51	0.34	0.23
Inflación	0.10	0.28	0.34	0.11	0.16
Tasa de des- empleo	0.17	0.23	0.73	0.03	0.01
CT					
PIB nominal	0.02	0.17	0.10	0.86	0.47

(sigue)

CUADRO 4 (continúa)

	<i>PIB nomi- nal</i>	<i>PIB real</i>	<i>Inflación</i>	<i>Tasa de des- empleo</i>	<i>Q*</i>
PIB real	0.10	0.22	0.48	0.46	0.18
Inflación	0.11	0.62	0.05	0.07	0.04
Tasa de des- empleo	0.19	0.31	0.60	0.05	0.01

**B. Tasas de interés y dinero**

[Se usan las tasas de interés para los pronósticos de julio y las tasas de enero para los pronósticos de febrero; los valores que aparecen en el cuadro son valores de probabilidad para la estadística  $t$  del coeficiente  $\beta$  en la ecuación (3):

$${}_{t-i}e_t = \alpha + \beta_{t-i} x_{t-j}^k + {}_{t-i}u_t \cdot ]$$

	<i>Bono de Tesore- ría a 10 años</i>	<i>Letra de Tesore- ría a 1 año</i>	<i>Tasa de fondos federales de un día para otro</i>	<i>Agregados monetarios</i>		
				$M_1$	$M_2$	$M_3$
Errores de pronóstico para el mes 6						
FR						
PIB nominal	0.78	0.96	0.86	0.40	0.86	0.73
PIB real	0.70	0.66	0.49	0.54	0.82	0.62
Inflación	0.89	0.47	0.37	0.54	0.94	0.84
Tasa de des- empleo	0.66	0.47	0.57	0.15	0.96	0.70
CT						
PIB nominal	0.53	0.65	0.53	0.46	0.89	0.68
PIB real	0.48	0.42	0.26	0.42	1.00	0.89
Inflación	0.91	0.51	0.36	0.96	0.76	0.54
Tasa de des- empleo	0.57	0.57	0.76	0.07	0.98	0.70
Errores de pronóstico para el mes 12						
FR						
PIB nominal	0.35	0.32	0.34	0.99	0.54	0.42
PIB real	0.67	0.57	0.59	0.94	0.46	0.36
Inflación	0.20	0.29	0.30	0.87	0.83	0.90
Tasa de des- empleo	0.67	0.83	0.99	0.42	0.65	0.67
CT						
PIB nominal	0.27	0.25	0.26	0.99	0.59	0.45
PIB real	0.59	0.46	0.46	0.92	0.34	0.26
Inflación	0.12	0.24	0.25	0.83	0.46	0.55
Tasa de des- empleo	0.68	0.99	0.79	0.27	0.56	0.63
Errores de pronóstico para el mes 18						
FR						
PIB nominal	0.17	0.13	0.11	0.83	0.99	0.96

(sigue)



CUADRO 4 (concluye)

	<i>Bono de Tesore- ría a 10 años</i>	<i>Letra de Tesore- ría a 1 año</i>	<i>Tasa de fondos federales de un día para otro</i>	<i>Agregados monetarios</i>		
				<i>M<sub>1</sub></i>	<i>M<sub>2</sub></i>	<i>M<sub>3</sub></i>
PIB real	0.54	0.37	0.26	0.87	0.91	0.70
Inflación	0.06	0.11	0.23	0.40	0.77	0.46
Tasa de des- empleo	0.94	0.54	0.38	0.13	0.81	0.70
CT						
PIB nominal	0.07	0.05	0.05	0.93	0.87	0.96
PIB real	0.45	0.30	0.21	0.60	0.95	0.72
Inflación	0.03	0.06	0.14	0.26	0.83	0.58
Tasa de des- empleo	0.79	0.44	0.30	0.14	0.92	0.76

\*  $Q$  es una prueba de aleatoriedad basada en las primeras cuatro autocorrelaciones del residuo de la regresión con el desfase de la variable pronosticada. Por ejemplo, en la primera fila de cada panel se usan los residuos de la ecuación incluyendo el crecimiento del PIB nominal desfasado. Las celdas en cursiva indican que el valor de la probabilidad es menor al 10 por ciento.

El panel superior del cuadro 4A incluye pruebas que utilizan pronósticos para el mes 18. El pronóstico para julio del próximo año se hace antes de que se conozcan los resultados del año en curso, así que en este caso se utilizan los resultados del año anterior. Se está verificando si los errores pronosticados para el mes 18 hechos el año  $t$  están relacionados con variables fechadas  $t-2$ . Los resultados que se presentan utilizan los pronósticos del FR y de la CT. En el caso del FR, los coeficientes sobre el crecimiento del PIB nominal del crecimiento, del PIB real y de la inflación son estadísticamente significativos en el nivel crítico del 10%. En el caso de los pronósticos de la CT, los errores de pronóstico se relacionan con el crecimiento del PIB nominal anterior y con la inflación pasada. Los errores de pronóstico de inflación se relacionan con la inflación pasada y con la tasa de desempleo pasada.

Los pronósticos para el mes 12 se muestran en el panel central. Hay solamente un coeficiente significativo entre los 24 coeficientes que se presentan. El pronóstico de la CT para el crecimiento del PIB nominal se correlaciona con el crecimiento del PIB nominal del año anterior. Sin embargo, seis de las ocho estadísticas  $Q$  tienen valores de probabilidad menores al 10%. En el caso de los pronósticos para el mes 6, ninguno de los pronósticos del FR se relacionó con valores anteriores de las va-

riables de información, sin embargo, tanto los errores de pronóstico del PIB real como del nominal estaban relacionados en forma de serie.

Toda vez que el FOMC también estaba fijando metas para el crecimiento monetario y para la tasa de fondos federales durante gran parte de este período, los pronósticos se verificaron en términos de eficiencia con respecto a la información acerca del crecimiento monetario y las tasas de interés. Todas las metas que fijó el FOMC para  $M_1$ ,  $M_2$  y  $M_3$  fueron incluidas. Asimismo, se incorporaron las tasas de interés observadas en ese momento para la tasa de los fondos federales de un día para otro, para las letras de Tesorería a 1 año y para los bonos de la Tesorería a 10 años. Aunque el FOMC no fija metas para las tasas de la Tesorería, las mismas contienen expectativas acerca de la inflación futura y las tasas de interés de un día para otro, en el futuro.

Los resultados que incluyen dinero y tasa de interés se muestran en el cuadro 4B. La información monetaria fue la presentada al FOMC en la primera reunión de política del año. Consiste de tasas de crecimiento de un cuarto trimestre a otro cuarto trimestre. Las tasas de interés son promedios para los meses de enero (usados con los pronósticos para febrero) y de junio (utilizados con los pronósticos de julio). Nuevamente cabe insistir en que casi no hay evidencia de que esta información se haya ignorado. Una excepción puede ser los pronósticos de la CT al mes 18 para el PIB nominal y la inflación. En este caso, los errores de pronóstico para el crecimiento del producto interno bruto nominal y de la inflación están relacionados significativamente con las tasas de interés. Sólo en un caso, en el del error de pronóstico durante el mes 6 para la tasa de desempleo, resultó ser significativo el crecimiento monetario pasado.

Con algunas excepciones, los errores de pronóstico parecen estar correlacionados en forma de serie, pero parecen no estar relacionados con las variables de información. Cuando los pronósticos no pasan las pruebas de eficiencia, generalmente se trata de un pronóstico calculado a partir de la CT más bien que del FR. Se estimaron 240 coeficientes a partir de información pasada. Se encontró que 19 de estos coeficientes eran significativos a un nivel del 10%; de esos 19 sólo 4 se aplicaban a casos que utilizaban pronóstico de la FR. En suma, hubo menos coeficientes significativos de lo que podía esperarse que se observaría por casualidad, aún cuando los pronósticos fueran completamente eficientes.

**V. ¿ABARCAN LOS PRONÓSTICOS DE RANGO A LOS DE TENDENCIA CENTRAL O VICEVERSA?**

En esta sección, se verifica si la CT abarca al FR o viceversa. Se plantea que un pronóstico engloba al otro si el primero incorpora toda la información relevante del último. En caso de que sí lo haga, entonces el añadirle información de este último no ayuda a predecir el valor actual. Se corrió la siguiente regresión:

$$(4) \quad x_t -_{t-1} x_t^{fr} = c + \beta_{ct-t} x_t^{ct} +_{t-1} \epsilon_t^{fr}$$

en donde se comparan los pronósticos del FR y de la CT para  $X, X^{fr}$ , y  $X^{ct}$ . El pronóstico  $X^{fr}$  abarca  $X^{ct}$  si  $\beta_{ct} = 0$ . Se verificó la otra alternativa, es decir, si el pronóstico  $X^{ct}$  engloba  $X^{fr}$ , mediante el cambio de papeles que tienen los pronósticos del FR y de la CT. Los resultados de las pruebas de englobamiento se muestran en el cuadro 5. Los resultados son valores  $p$  para las estadísticas  $t$  que verifican si el coeficiente  $\beta$  es igual a cero. En todos los casos excepto en el de los pronósticos de desempleo, los valores de probabilidad son superiores al 10% y no se puede rechazar que ambos engloban al otro. En términos prácticos lo anterior significa que si se cuenta con un pronóstico no se necesita el otro. En el caso de la tasa de desempleo, se puede rechazar que los pronósticos del FR para los meses 18 y 12 abarquen los pronósticos de la tendencia CT y que los pronósticos del CT

**CUADRO 5. PRUEBAS DE ENGLOBAMIENTO PARA LOS PRONÓSTICOS DEL FOMC: FR Y CT**

[Valores de probabilidad de la estadística- $t$  en  $\beta$  en la ecuación (4):  
 $x_t -_{t-1} x_t^{fr} = c + \beta_{ct-t} x_t^{ct} +_{t-1} \epsilon_t^{fr}$  y  $x_t -_{t-1} x_t^{ct} = c + \beta_{fr-t} x_t^{fr} +_{t-1} \epsilon_t^{ct}$ ]

<i>Horizonte de pronóstico</i>	<i>Pronósticos del PIB nominal</i>		<i>Pronósticos del PIB real</i>	
	<i>FR engloba CT</i>	<i>CT engloba FR</i>	<i>FR engloba CT</i>	<i>CT engloba FR</i>
Mes 6	0.68	0.84	0.45	0.41
Mes 12	0.57	0.80	0.64	0.37
Mes 18	0.31	0.17	0.83	0.69
	<i>Pronósticos de inflación</i>		<i>Pronósticos de desempleo</i>	
	<i>FR engloba CT</i>	<i>CT engloba FR</i>	<i>FR engloba CT</i>	<i>CT engloba FR</i>
Mes 6	0.73	0.78	0.23	0.03
Mes 12	0.18	0.28	0.05	0.04
Mes 18	0.11	0.26	0.07	0.14

NOTA: Las celdas en cursiva indican que la hipótesis nula (que el FR engloba la CT o viceversa) se rechaza en la región crítica del 10 por ciento.

para los meses 12 y 6 engloben los pronósticos del FR respectivos. En términos prácticos lo anterior significa que hay información útil e independiente en ambos pronósticos.

## VI. CONCLUSIONES

En este artículo se hizo una reseña de la experiencia con pronósticos del FOMC durante dos décadas; tal como cabría esperar, los pronósticos calculados a partir del FR son muy similares a los estimados por medio de la CT. En los dos casos en que hay una diferencia significativa los pronósticos elaborados en función del FR fueron más precisos que los que se calcularon mediante la CT. En los dos casos en los que el FOMC pronosticaba el siguiente año calendario en el mes de julio, se encontró que los pronósticos del PIB nominal y de la inflación que incluían las extensiones (*outliers*) resultaron ser significativamente más precisos que los que se tomaron de la CT. También se encontró que las dimensiones de los rangos reseñados no estaban muy estrechamente relacionadas al inherente carácter impredecible de las variables. Las tasas de crecimiento del producto nominal y del real fueron más variables y menos predecibles que la inflación, pero el rango entre el máximo y mínimo para los pronósticos de inflación del mes 18 fue más grande que el que se usó para las mediciones del producto.

Una inferencia que se obtuvo es que se registró una amplia diferencia de opinión entre los miembros del FOMC en lo que concierne al panorama a medio plazo que se tiene sobre la inflación, en relación con el subyacente carácter predecible de la inflación. Lo anterior puede explicar, en parte, la reticencia que hay en el FOMC a comprometerse públicamente con una meta de inflación.

No se pudo rechazar la hipótesis de que el pronóstico del FOMC era insesgado en cualquier caso que se involucre el crecimiento del producto nominal o real. En contraste los seis pronósticos de inflación estuvieron significativamente sesgados. En el caso de la tasa de desempleo se pudo rechazar la insesgabilidad en todos los pronósticos calculados por medio del FR, pero no se pudo hacer en ninguno de los casos estimados a partir de la CT.

En general, el FOMC pasó pruebas de eficiencia cuando las pruebas involucraban valores pasados del crecimiento del producto nominal o real, de la inflación, de la tasa de desempleo, de las tasas de interés y del crecimiento del dinero. En la medi-

da en que la CT y el FR resultaban diferentes, la CT registró fallas en las pruebas con más frecuencia, especialmente en los casos en los que se utilizaron los pronósticos para el mes 18. Las pruebas de englobamiento no hicieron distinción entre los pronósticos de la CT y los del FR.

En general, los pronósticos del FR produjeron menores RMSE (error estándar cuadrático medio) y fueron más eficientes que los pronósticos de la CT. Para los fines de hacer investigación a base de utilizar los pronósticos de crecimiento del PIB y de la inflación del FOMC, el FR es ciertamente más aceptado puesto que al menos tuvo un desempeño tan bueno, en todas las órdenes, como el de la CT. Es más, el Sistema Federal de Reserva publicó el FR a partir de julio de 1979 en adelante, en tanto que la CT no estuvo disponible sino hasta 1983.

### *Apéndice*

Los pronósticos del FOMC se obtuvieron de forma directa a partir de los informes de política monetaria del Congreso. El primer informe se elaboró en febrero de 1979, pero los pronósticos no se incluyeron en el primer tiraje del informe.

Los cuadros del A.1 al A.4 incluyen el crecimiento del PIB nominal, el crecimiento del PIB real, la inflación y los pronósticos de la tasa de desempleo promedio del cuarto trimestre. Estos pronósticos provienen de los informes semestrales de política monetaria que elabora el Sistema Federal de Reserva. Los pronósticos de inflación en el cuadro A.3 incluyen pronósticos para un conjunto de índices de precios, el deflactor del producto, el CPI y el índice de precios en cadena del PCE.

Los cuadros A.5 y A.6 incluyen los datos de tiempo real de la página web del Banco Federal de Reserva de Filadelfia. La información se elaboró con base en datos trimestrales que incluyen recolecciones de datos que estaban disponibles a mediados de los meses que se indican a continuación: febrero, mayo, agosto y noviembre. Por ejemplo, el expediente de febrero de 1980 contiene datos que estaban disponibles para el FOMC en 1980, cuando el Sistema Federal elaboró su informe de política monetaria de febrero de 1980. La excepción fue 1995. A principios de 1996, la oficina de Análisis Económico cambió al uso de índices ponderados en cadena para el PIB y retrasó la publicación del tiraje inicial hasta marzo de 1996. Por lo tanto, los datos para febrero acerca del valor del cuarto trimestre frente al cuarto trimestre de 1995 proceden del número de marzo del

CUADRO A. 1. PRONÓSTICOS DEL PIB NOMINAL A PIB PRONÓSTICOS POR HORIZONTE DE INFLACIÓN, 1979-2001

	Mes 6			Mes 12			Mes 18		
	FR	CT	FR	FR	CT	FR	FR	CT	
1979	8 a 10								
1980	5 a 7.5		7.5 a 11			8.5 a 11.5			
1981	10 a 11.5		9 a 12			8.5 a 11.5			
1982	5.5 a 7.5		8 a 10.5			9.5 a 12.25			
1983	9.25 a 10.75	9.75 a 10	7.25 a 11.25		8 a 9	7 a 9.5		9 a 10	
1984	9.5 a 11.5	10.5 a 11	8 a 10.5		9 a 10	7 a 10.25		8 a 9	
1985	6.25 a 7.75	6.5 a 5	7 a 8.5		8.5 a 8	6.75 a 9.5		8 a 9	
1986	3.75 a 6.5	4.75 a 5.75	5 a 8.5		6.5 a 7.25	5.5 a 8.5		7 a 7.5	
1987	5.75 a 7.25	6.25 a 7	5.75 a 6.5		5.75 a 6.5	5 a 8.25		6 a 7.5	
1988	4 a 7	5.75 a 6.75	4 a 6.5		5.25 a 6	5 a 8		5.75 a 7	
1989	5 a 7.75	6 a 7	5.5 a 8.5		6.5 a 7.5	4 a 7.5		5 a 7	
1990	5 a 6.5	5.5 a 6.5	4 a 7		5.5 a 6.5	4.25 a 7.5		5.5 a 6.75	
1991	3.75 a 5.75	4.5 a 5.25	3.5 a 5.5		3.75 a 5.25	3.5 a 7		5.25 a 6.5	
1992	5 a 6.25	5.25 a 6	4.5 a 5.75		5 a 6.25	4 a 6.75		5.5 a 6.5	
1993	4.75 a 6.25	5 a 5.75	5.25 a 6.25		5.5 a 6	4.5 a 7		5.5 a 6.25	
1994	5.25 a 6.5	5.5 a 6	4.75 a 7.5		5.5 a 6	4.5 a 6.75		5 a 6.5	
1995	3.75 a 5.25	4.25 a 4.75	4.75 a 6.5		5 a 6	4.5 a 6.25		5 a 5.5	
1996	4.75 a 5.75	5 a 5.5	4 a 5		4.25 a 4.75	4.625 a 5.5		4.75 a 5.375	
1997	5 a 6	5 a 5.5	4.25 a 5.25		4.5 a 4.75	4 a 5.5		4.25 a 5	
1998	4.25 a 5	4.5 a 5	3.5 a 5		3.75 a 4.5	4.25 a 5.75		4.5 a 5	
1999	4.75 a 5.5	5 a 5.5	3.75 a 5		4 a 4.5	4 a 5.5		4.25 a 5	
2000	6 a 7.25	6.25 a 6.75	5 a 6		5.25 a 5.5	4 a 5.25		4 a 5	
2001	3.25 a 5	3.5 a 4.25	3.75 a 5.25		4 a 5	5 a 6.25		5.5 a 6	

NOTA: La fecha se refiere al año calendario que está siendo programado. Por ejemplo, el pronóstico del FR para el mes 18 de 1980 (8.5 a 11.5) fue hecho en julio de 1979.

CUADRO A. 2. PIB REAL PRONÓSTICO DEL PIB POR HORIZONTE PRONOSTICADO, DEL FOMC, 1979 -2001

	Mes 6		Mes 12		Mes 18	
	FR	CT	FR	CT	FR	CT
1979	-2 a -0.5					
1980	-5 a -2.5		-2.5 a 0.5		-0.5 a 2	
1981	1 a 3.5		-1.5 a 1.5		0.5 a 3	
1982	0.5 a 1.5		0.5 a 3		1 a 4	
1983	4.75 a 6		3 a 5.5	3.5 a 4.5	2.5 a 4	
1984	6 a 7	5 a 5.75	3.5 a 5	4 a 4.75	3 a 5	4 a 4.5
1985	2.25 a 3.25	2.75 a 3	3.25 a 4.25	3.5 a 4	2 a 4	3 a 3.25
1986	2.25 a 3.5	2.5 a 3	2.75 a 4.25	3 a 3.5	2 a 4	2.5 a 3.25
1987	2 a 3.75	2.5 a 3	2 a 4	2.5 a 3	2 a 4.25	3 a 3.5
1988	1 a 3.25	2.75 a 3	0.5 a 3	2 a 2.5	1 a 3	2.5 a 3
1989	1.5 a 2.75	2 a 2.5	1.5 a 3.25	2.5 a 3	1 a 3	2 a 2.5
1990	1 a 2	1.5 a 2	1 a 2.25	1.75 a 2	1 a 2.5	1.5 a 2
1991	0.5 a 1.5	0.75 a 1	-0.5 a 1.5	0.75 a 1.5	0 a 3	1.75 a 2.5
1992	2 a 3.25	2.25 a 2.75	1.5 a 2.75	1.75 a 2.5	2 a 3.5	2.25 a 3
1993	2 a 3.5	2.25 a 2.75	2.5 a 4	3 a 3.25	2.5 a 3.5	2.75 a 3
1994	3 a 3.5	3 a 3.25	2.5 a 3.75	3 a 3.25	2 a 3.25	2.5 a 3.25
1995	1.375 a 3	1.5 a 2	2 a 3.25	2 a 3	2.25 a 2.75	2.5 a 2.75
1996	2.5 a 3	2.5 a 2.75	1.5 a 2.5	2 a 2.25	2.125 a 3	2.25 a 2.75
1997	3 a 3.5	3 a 3.25	2 a 2.5	2 a 2.25	1.5 a 2.5	1.75 a 2.25
1998	2.75 a 3.25	3 a 3.25	1.75 a 3	2 a 2.75	2 a 3	2 a 2.5
1999	3.25 a 4	3.5 a 3.75	2 a 3.5	2.5 a 3	2 a 3	2 a 2.5
2000	3.75 a 5	4 a 4.5	3.25 a 4.25	3.5 a 3.75	2 a 3.5	2.5 a 3
2001	1 a 2	1.25 a 2	2 a 2.75	2 a 2.5	2.5 a 4	3.25 a 3.75

NOTA: Véase la nota del cuadro A.1.

CUADRO A. 3. PRONÓSTICOS DEL FOMC PARA INFLACIÓN POR HORIZONTE PRONOSTICADO, 1979-2001

	Mes 6		Mes 12		Mes 18	
	FR	CT	FR	CT	FR	CT
1979	9.5 a 11					
1980	9 a 10		9 a 11		8.5 a 10.5	
1981	7.5 a 9		9 a 10.5		7.75 a 9.5	
1982	4.75 a 6		6.5 a 7.75		6.5 a 8.5	
1983	4 a 5.25		3.5 a 5.5		4 a 5.75	
1984	3.25 a 4.5	4.25 a 4.75	4 a 4.5	4 a 5	3.25 a 6.25	4.25 a 5
1985	3.5 a 4.25	3.75 a 4	4 a 6	4.5 a 5	3.5 a 6.5	5.25 a 5.5
1986	1.5 a 3.25	2.25 a 2.75	3 a 4.75	3.5 a 4	3 a 5	3.75 a 4.75
1987	3 a 4.25	3.5 a 4	2.5 a 4.5	3 a 4	1.5 a 4.25	3 a 4
1988	2.75 a 4	3 a 3.75	2.5 a 4	3 a 3.5	3.75 a 4.25	3.75 a 4.25
1989	4.5 a 5.75	5 a 5.5	3.5 a 5.5	4.5 a 5	2 a 5	3 a 4.5
1990	4 a 5	4.5 a 5	3.5 a 5	4 a 4.5	3 a 5.75	4.5 a 5
1991	3 a 4.5	3.25 a 3.75	3 a 4.5	3.25 a 4	3.5 a 5	3.75 a 4.5
1992	3 a 3.5	3 a 3.5	2.5 a 3.5	3 a 3.5	2.5 a 4.25	3 a 4
1993	3 a 3.5	3 a 3.25	2.5 a 3	2.5 a 2.75	2.5 a 4	2.75 a 3.25
1994	2.5 a 3.5	2.75 a 3	2.25 a 4	3 a 3	2 a 4.25	3 a 3.5
1995	3 a 3.5	3.125 a 3.375	2.75 a 3.75	3 a 3.5	2 a 4.5	2.75 a 3.5
1996	3 a 3.25	3 a 3.25	2.5 a 3	2.75 a 3	2.5 a 3.5	2.875 a 3.25
1997	2 a 2.75	2.25 a 2.5	2.75 a 3.5	2.75 a 3	2.5 a 3.25	2.75 a 3
1998	1.25 a 2.25	1.75 a 2	1.5 a 2.5	1.75 a 2.25	2.5 a 3	2.5 a 3
1999	1.75 a 2.5	2.25 a 2.5	1.5 a 2.5	2 a 2.5	1.5 a 3	2 a 2.5
2000	2 a 2.75	2.5 a 2.75	1.5 a 2.5	1.75 a 2	1.75 a 2.5	2.25 a 2.5
2001	2 a 2.75	2 a 2.5	1.75 a 2.5	1.75 a 2.25	1.75 a 3	2 a 2.5

NOTA: De 1979 a 1988, el FOMC dio a conocer pronósticos para el deflactor PNB/PIB; de 1989 a 1999 el FOMC presentó pronósticos para el CPI; y en 2000 y 2001, el FOMC dio a conocer pronósticos para el índice de precios en cadena para el PCE. Véase también la nota del cuadro A1.



CUADRO A. 4. PRONÓSTICOS DEL FOMC SOBRE LA TASA DE DESEMPLEO PROMEDIO AL CUARTO TRIMESTRE, 1979-2001

	Mes 6			Mes 12			Mes 18		
	FR	CT	CT	FR	CT	CT	FR	CT	CT
1979	6.25 a 7								
1980	8.5 a 9.25			6.75 a 8			6.75 a 8.25		
1981	7.5 a 8.25			8 a 8.5			8 a 9.25		
1982	9 a 9.75			8.25 a 9.5			7 a 8.5		
1983	9 a 9.75	9.5 a 9.5		9.5 a 10.5	9.9 a 10.4		8.5 a 9.5		
1984	6.5 a 7.25	6.75 a 7		7.25 a 8	7.25 a 7.75		8.25 a 9.25	8.25 a 8.75	
1985	6.75 a 7.25	7 a 7.25		6.5 a 7.25	6.75 a 7		6.25 a 7.25	6.5 a 7	
1986	6.9 a 7.2	7 a 7		6.25 a 6.75	6.5 a 6.5		6.75 a 7.5	6.75 a 7.25	
1987	6.1 a 6.5	6.2 a 6.4		6.5 a 6.75	6.5 a 6.75		6.5 a 7	6.75 a 6.75	
1988	5.25 a 6.5	5.25 a 5.75		5.5 a 6.75	5.75 a 6		5.9 a 6.8	6 a 6.5	
1989	5 a 6	5.5 a 5.5		5 a 6	5.25 a 5.25		5 a 7	5.5 a 6	
1990	5.5 a 6.5	5.5 a 5.75		5.5 a 6.5	5.5 a 5.75		5 a 6.5	5.5 a 6	
1991	6.5 a 7	6.75 a 7		6.5 a 7.5	6.5 a 7		5.25 a 7	5.5 a 6	
1992	7 a 7.5	7.5 a 7.5		6.75 a 7.25	6.75 a 7		6 a 6.75	6.25 a 6.5	
1993	6.5 a 7	6.75 a 6.75		6.5 a 7	6.75 a 7		6.5 a 7.25	6.5 a 7	
1994	6 a 6.25	6 a 6.25		6.5 a 6.75	6.5 a 7		6.5 a 7.25	6.5 a 6.75	
1995	5.5 a 6.25	5.75 a 6.125		5.25 a 6	5.5 a 5.5		5.75 a 6.5	6 a 6.25	
1996	5.25 a 5.75	5.5 a 5.5		5.5 a 6	5.5 a 5.75		5.5 a 6.25	5.75 a 6.125	
1997	4.75 a 5.25	4.75 a 5		5.25 a 5.5	5.25 a 5.5		5.5 a 6	5.5 a 5.75	
1998	4.25 a 4.5	4.25 a 4.5		4.5 a 5	4.75 a 4.75		4.5 a 5.25	4.75 a 5	
1999	4 a 4.5	4 a 4.25		4.25 a 4.75	4.25 a 4.5		4.25 a 4.75	4.5 a 4.75	
2000	4 a 4.5	4 a 4		4 a 4.25	4 a 4.25		4 a 4.5	4 a 4.25	
2001	4.75 a 5	4.75 a 5		4.5 a 5	4.5 a 4.5		4 a 4.5	4 a 4.25	

NOTA: Véase la nota del cuadro A.1.

CUADRO A. 5. INFORMACIÓN DE TIEMPO REAL DISPONIBLE EN FEBRERO Y MAYO, 1979-2001

	Febrero			Mayo				
	Crecimiento del producto nominal	Crecimiento del producto real	Inflación	Tasa de desempleo	Crecimiento del producto nominal	Crecimiento del producto real	Inflación	Tasa de desempleo
1978	12.91	4.26	8.29	5.83	13.11	4.44	8.30	5.83
1979	9.87	0.83	8.97	5.87	9.92	0.96	8.87	5.87
1980	9.82	-0.03	9.86	7.50	9.39	-0.34	9.75	7.50
1981	9.31	0.67	8.50	8.37	9.80	0.86	8.87	8.37
1982	3.27	-1.23	4.56	10.67	3.50	-0.87	4.40	10.67
1983	10.37	6.06	4.06	8.47	10.50	6.20	4.05	8.47
1984	9.35	5.62	3.53	7.20	9.53	5.70	3.62	7.20
1985	5.78	2.54	3.15	7.00	5.37	2.14	3.16	7.00
1986	4.42	2.21	2.16	6.83	4.18	2.04	2.10	6.83
1987	7.23	3.85	3.25	5.90	7.45	4.00	3.31	5.90
1988	7.02	2.71	4.19	5.33	7.23	2.81	4.29	5.33
1989	6.37	2.43	3.85	5.30	6.44	2.57	3.77	5.30
1990	4.34	0.35	3.98	5.90	4.50	0.49	3.99	5.90
1991	3.22	0.23	2.99	6.97	3.28	0.27	3.00	6.97
1992	5.36	2.92	2.37	7.33	5.71	3.15	2.48	7.33
1993	5.11	2.84	2.21	6.53	5.36	3.10	2.19	6.53
1994	6.38	4.00	2.28	5.57	6.47	4.14	2.24	5.57
1995	3.68*	1.27*	2.37*	5.57	3.68	1.27	2.37	5.57
1996	5.18	3.36	1.76	5.27	4.97	3.14	1.77	5.27
1997	5.76	3.89	1.80	4.70	5.58	3.74	1.77	4.70
1998	5.07	4.15	0.88	4.40	5.17	4.25	0.88	4.40
1999	5.92	4.25	1.60	4.10	6.26	4.60	1.59	4.10
2000	5.92	3.49	2.34	3.97	5.80	3.41	2.31	3.97
2001	1.94	0.13	1.81	5.60	2.34	0.48	1.86	5.60

NOTA: Tasas de crecimiento de cuatro trimestre a cuatro trimestre. Los valores en tiempo real para febrero en 1995 no estuvieron listos sino en marzo.

\* Los valores aquí presentados provienen del *Informe de Negocios Presentes*, marzo 1996, cuadro 7.1

CUADRO A. 6. INFORME DE TIEMPO REAL DISPONIBLE EN AGOSTO Y NOVIEMBRE, 1978-2001

	Agosto				Noviembre			
	Crecimiento del producto nominal	Crecimiento del producto real	Inflación	Tasa de desempleo	Crecimiento del producto nominal	Crecimiento del producto real	Inflación	Tasa de desempleo
1978	13.39	4.80	8.20	5.83	13.39	4.80	8.20	5.83
1979	9.92	0.96	8.87	5.87	9.92	0.96	8.87	5.87
1980	9.39	-0.34	9.75	7.50	9.39	-0.34	9.75	7.50
1981	9.63	0.72	8.84	8.37	9.63	0.72	8.84	8.37
1982	2.55	-1.74	4.37	10.67	2.55	-1.74	4.37	10.67
1983	10.36	6.35	3.77	8.47	10.36	6.35	3.77	8.47
1984	9.53	5.70	3.62	7.20	9.53	5.70	3.62	7.20
1985	6.30	2.89	3.31	7.00	6.30	2.89	3.31	7.00
1986	4.48	2.21	2.92	6.83	4.48	2.21	2.92	6.83
1987	8.32	5.04	3.12	5.90	8.32	5.04	3.12	5.90
1988	7.53	3.40	4.00	5.33	7.53	3.40	4.00	5.33
1989	5.58	1.82	3.69	5.30	5.58	1.82	3.69	5.30
1990	4.50	0.49	3.99	5.90	4.50	0.49	3.99	5.90
1991	3.45	0.10	3.35	6.97	3.45	0.10	3.35	6.97
1992	5.71	3.15	2.48	7.33	5.71	3.15	2.48	7.33
1993	5.01	3.11	1.84	6.53	5.01	3.11	1.84	6.53
1994	6.47	4.14	2.24	5.57	6.47	4.14	2.24	5.57
1995	3.78	1.30	2.45	5.57	3.78	1.30	2.45	5.57
1996	5.57	3.25	2.24	5.27	5.57	3.25	2.24	5.27
1997	5.58	3.83	1.69	4.70	5.58	3.83	1.69	4.70
1998	5.17	4.25	0.88	4.40	5.85	4.61	1.18	4.40
1999	6.52	4.96	1.48	4.10	6.52	4.96	1.48	4.10
2000	5.31	2.81	2.43	3.97	5.31	2.81	2.43	3.97
2001	2.00	0.05	1.95	5.60	5.31	2.81	2.43	3.97

NOTA: Tasas de crecimiento de cuarto trimestre a cuarto trimestre.

*Informe sobre negocios presentes (Survey of Current Business)* cuadro 7.1.

El cuadro A.7 incluye tasas de crecimiento de los agregados monetarios, de cuarto trimestre a cuarto trimestre, según fueron presentados al tomar como indicador de referencia anual el mes de febrero de cada año. Esta sería la información de tiempo real que el FOMC tendría en la primera de sus reuniones de cada año. Este cuadro también incluye los datos del CPI en tiempo real y la información de precios en cadena del PCE. Las tasas de crecimiento del dinero y el CPI se toman de los informes de política monetaria. La información de precios en tiempo real para el PCE proviene del número de febrero del *Informe sobre negocios presentes*. El cuadro A.8 incluye las tasas de interés promedio mensuales de enero y junio para los fondos federales de un día para otro; para las letras de Tesorería a un año para

**CUADRO A. 7. INFORMACIÓN DE TIEMPO REAL PARA LOS AGREGADOS MONETARIOS Y OTROS ÍNDICES DE PRECIOS, 1978-2001**

	<i>Pronósticos de producto</i>			<i>CPI: Informes de política monetaria</i>	<i>Índice de precios en cadena PCE: Oficina de Análisis Económico</i>
	<i>Crecimiento de M<sub>1</sub></i>	<i>Crecimiento de M<sub>2</sub></i>	<i>Crecimiento de M<sub>3</sub></i>		
1978					
1979					
1980	7.3	9.8	9.9		
1981	2.3	9.4	11.4		
1982	8.5	9.2	10.1		
1983	7.2	8.3	9.7		
1984	5.2	7.7	10.5		
1985	12.7	8.6	7.4		
1986	15.2	8.9	8.8		
1987	6.2	4	5.4		
1988	4.3	5.3	6.2		
1989	0.6	4.6	3.3	4.5	
1990	4.2	3.9	1.8	6.3	
1991	8	3.1	1.3	2.9	
1992	14.3	1.9	0.5	3.0	
1993	10.5	1.4	0.6	2.7	
1994	2.3	1	1.4	2.6	
1995	-1.8	4.2	6.1	2.6	
1996	-4.5	4.6	6.8	3.1	
1997	-1.2	5.7	8.8	1.9	
1998	1.8	8.5	10.9	1.5	
1999	1.9	6.2	7.5	2.6	
2000	-1.8	5.6	8.9	3.4	2.4
2001	6.9	10.3	12.9		1.3

NOTA: Tasas de crecimiento de cuarto trimestre a cuarto trimestre.

los bonos de Tesorería a 10 años. Los anteriores datos provienen de la edición H. 15 del Sistema Federal.

**CUADRO A. 8.** H. 15 INFORMACIÓN DE TASAS DE INTERÉS, 1978-2001

	<i>Promedio de enero</i>			<i>Promedio de junio</i>		
	<i>Bono del Tesoro a 10 años</i>	<i>Letras de Tesorería a 1 año</i>	<i>Tasa de fondos federales de un día para otro</i>	<i>Bono del Tesoro a 10 años</i>	<i>Letras de Tesorería a 1 año</i>	<i>Tasa de fondos federales de un día para otro</i>
1978	7.96	7.28	6.70	8.46	8.09	7.60
1979	9.10	10.41	10.07	8.91	9.57	10.29
1980	10.80	12.06	13.82	9.78	8.16	9.47
1981	12.57	14.08	19.08	13.47	14.86	19.10
1982	14.59	14.32	13.22	14.30	14.07	14.15
1983	10.46	8.62	8.68	10.85	9.66	8.98
1984	11.67	9.90	9.56	13.56	12.08	11.06
1985	11.38	9.02	8.35	10.16	7.80	7.53
1986	9.19	7.73	8.14	7.80	6.73	6.92
1987	7.08	5.78	6.43	8.40	6.80	6.73
1988	8.67	6.99	6.83	8.92	7.49	7.51
1989	9.10	9.05	9.12	8.28	8.44	9.53
1990	8.21	7.92	8.23	8.48	8.10	8.29
1991	8.09	6.64	6.91	8.28	6.36	5.90
1992	7.03	4.15	4.03	7.26	4.17	3.76
1993	6.60	3.50	3.02	5.96	3.54	3.04
1994	5.75	3.54	3.05	7.10	5.27	4.25
1995*	7.78	7.05	5.53	6.17	5.64	6.00
1996	5.65	5.09	5.56	6.91	5.81	5.27
1997	6.58	5.61	5.25	6.49	5.69	5.56
1998	5.54	5.24	5.56	5.50	5.41	5.56
1999	4.72	4.51	4.63	5.90	5.10	4.76
2000	6.66	6.12	5.46	6.10	6.17	6.53
2001	5.16	4.81	5.98	5.28	3.58	3.97

## REFERENCIAS

- Bernanke, Ben S., Thomas Laubach, Frederic S. Mishkin y Adam S. Posen, *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton University Press, Princeton, 1998.
- Diebold, Francis X., y Roberto S. Mariano, "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, nº 3, julio de 1995, pp. 253-65.
- Faust, Jon, John H. Rogers y Jonathan H. Wright, *News and Noise in G-7 GDP Announcements*, Junta de Gobernadores, Sis-

- tema Federal de Reserva, diciembre de 2000 (International Finance Discussion Papers, n° 690).
- Gavin, William T., y Rachel J. Mandal, *Evaluating FOMC Forecasts*, Banco Federal de Reserva de San Luis, agosto de 2002 (Working Paper, n° 2001-005C); próxima publicación en *International Journal of Forecasting*.
- Hansen, Lars Peter, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, vol. 50, n° 4, julio de 1982, pp. 1029-54.
- Holden, Kenneth, y David A. Peel, "On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts", *Manchester School of Economics and Social Studies*, vol. 58, n° 2, junio de 1990, pp. 120-27.

# Premio de Banca Central “Rodrigo Gómez”: convocatoria para 2004

A fin de honrar la memoria de don Rodrigo Gómez, director general del Banco de México, S. A., los gobernadores de los bancos centrales latinoamericanos establecieron un premio anual para estimular la elaboración de estudios que tengan interés para los bancos centrales.

Publicamos a continuación la convocatoria con las bases para el premio que se otorgará en 2004:

**1.** Podrán presentarse aquellos trabajos sobre temas de interés directo para los bancos centrales miembros del CEMLA, que deberán versar sobre cualquiera de los siguientes temas:

- a) Política y programación monetarias (experiencias en América Latina)
- b) Papel de las instituciones financieras en el desarrollo económico
- c) Análisis de los mercados de capitales
- d) Política de balanza de pagos y movimiento internacional de capitales
- e) Cooperación financiera entre países latinoamericanos
- f) Problemas monetarios internacionales y sus repercusiones en América Latina

**2.** Los estudios que se presenten deberán ser originales, incluyendo tesis de grado universitario que no hayan sido editadas con fines comerciales, así como trabajos que se presenten en las conferencias anuales de la Red de investigadores de los bancos centrales del Continente Americano. Los trabajos podrán presentarse escritos en español, francés, inglés o portugués, acompañados, de ser posible, de una traducción al inglés o al español, lo que facilitará la labor del jurado calificador. Los trabajos no podrán tener una extensión mayor de 30 000 palabras (equivalente a aproximadamente 100 carillas, de 1 600 caracteres cada una).

**3.** El autor o autores de los trabajos que se presenten a concurso deberán ser personas físicas nacionales de los países de los bancos centrales asociados del CEMLA o de los que integran las reuniones de gobernadores de bancos centrales de América Latina<sup>1</sup> y

<sup>1</sup> Antillas Holandesas, Argentina, Aruba, Barbados, Belice, Bolivia, Brasil, Caribe Oriental (Anguilla, Antigua y Barbuda, Dominica, Granada, Montserrat, San Cristóbal y Nevis, Santa Lucía y San Vicente, y las Granadinas), Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Islas Caymán, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Suriname, Trinidad y Tabago, Uruguay y Venezuela.

de España. No podrán concursar los miembros del personal directivo del CEMLA (director general y subdirector general).

**4.** El jurado calificador estará integrado por los gobernadores de bancos centrales miembros de la Junta de gobierno del CEMLA, o por sus representantes. El CEMLA, en su calidad de Secretaría permanente de las reuniones de gobernadores, actuará como organismo asesor del jurado en la forma en que éste lo determine y estará a cargo de los aspectos administrativos del concurso.

**5.** Habrá un solo premio, consistente en la cantidad de diez mil dólares de Estados Unidos, que se adjudicará al trabajo o trabajos merecedores de tal distinción, según el criterio del jurado calificador. En caso de empate en el primer lugar entre dos concursantes, el premio se dividirá en partes iguales. El fallo será inapelable y el jurado podrá declarar desierto el premio, si así lo estima pertinente.

**6.** Los trabajos deberán enviarse a la dirección del CEMLA (Durango nº 54, México, D. F., 06700) en nueve ejemplares, a más tardar el 15 de enero de 2004 y se procurará obtener la decisión del jurado en un plazo no mayor de noventa días a partir de esa fecha.

**7.** Al remitir los trabajos a los miembros del jurado, el CEMLA suprimirá los nombres de los autores y asignará a cada estudio presentado una clave que será el único medio de identificación de que disponga el jurado para comunicar las calificaciones respectivas.

**8.** Cada miembro del jurado enviará al CEMLA su calificación de los trabajos en orden de preferencia, cuando menos por lo que se refiere a los tres primeros lugares que asigne. El CEMLA hará los cálculos respectivos y comunicará los resultados a los miembros del jurado. Una vez que éstos se hayan dado por informados la Junta de gobierno autorizará al CEMLA para notificar la decisión al autor o autores favorecidos. En caso de que más de dos trabajos empaten en el primer lugar, el CEMLA se dirigirá de inmediato al jurado, en busca de una nueva clasificación entre los trabajos que hayan quedado empatados.

**9.** El autor o autores del estudio o estudios merecedores del premio cederán los derechos de autor al CEMLA, quien lo o los publicará, procurando que la primera edición de los mismos, en el idioma original, se realice a tiempo para que sea conocida por los gobernadores de bancos centrales de América Latina y de España en su reunión correspondiente al mes de septiembre de 2004.

**10.** El CEMLA podrá, si así lo recomienda el jurado y la institución lo estima procedente, por convenir a sus fines, efectuar arreglos con los autores de trabajos no premiados que hayan calificado en el certamen, para la publicación de esos estudios. En las ediciones resultantes se haría mención específica de que el trabajo se publica por haber calificado en el certamen.





El **CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS** fue fundado en 1952 por siete bancos centrales de América Latina, a saber: Banco Central de Chile, Banco de la República (Colombia), Banco Nacional de Cuba, Banco Central del Ecuador, Banco de Guatemala, Banco Central de Honduras y Banco de México, S. A. Actualmente, son miembros de la institución los bancos centrales de América Latina y el Caribe, bancos centrales extrarregionales, así como organismos supervisores y entidades regionales del sector financiero. La lista completa se detalla en la contraportada. En los campos monetario, financiero y bancario el **CEMLA** promueve investigaciones, organiza reuniones y seminarios internacionales y recoge experiencias que sistematiza por medio de la administración de programas de capacitación y de asistencia técnica que contribuyen a formar y actualizar a los funcionarios de sus instituciones miembros.

Uno de sus objetivos es informar sobre la evolución del pensamiento económico dentro y fuera de la región, y difundir los hechos de importancia en materia de políticas monetaria, financiera y cambiaria, fundamentalmente. Sus libros, revistas y boletines contienen un vasto material de estudio y constituyen una permanente fuente de información para los estudiosos de estos temas.

### **monetaria**

*Suscripción anual: 70.00 dólares (América Latina y el Caribe: 45.00 dólares; estudiantes y maestros: 35.00 dólares). Ejemplar suelto: 18.00 dólares (América Latina y el Caribe: 12.00 dólares; estudiantes y maestros: 9.00 dólares).*

*Suscripciones y pedidos:*

*Claudio Antonovich*

*CEMLA, Departamento de Relaciones públicas  
Durango nº 54, México, D. F., 06700, México*

*Tel.: (5255) 5533-0300, ext.: 255*

*Telefax: (5255) 5525-4432*

*E-mail: [antonovich@cemla.org](mailto:antonovich@cemla.org)*

## MIEMBROS DEL CEMLA

### ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco de Guatemala
Centrale Bank van Aruba	Bank of Guyana
Central Bank of the Bahamas	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Barbados	Banco Central de Honduras
Central Bank of Belize	Bank of Jamaica
Banco Central de Bolivia	Banco de México
Banco Central do Brasil	Bank van de Nederlandse Antillen
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Banco Central del Ecuador	Banco Central del Uruguay
Banco Central de Reserva de El Salvador	Banco Central de Venezuela

### COLABORADORES

#### *Bancos centrales*

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banque de France
Bank of Canada	Banca d'Italia
Banco de España	De Nederlandsche Bank (Países Bajos)
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Bangko Sentral ng Pilipinas
European Central Bank	Banco de Portugal

#### *Otras instituciones*

Superintendencia de Bancos y Entidades Financieras (Bolivia)	Superintendencia de Bancos (Panamá)
Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Banco Latinoamericano de Exportaciones, S. A.
	Fondo Latinoamericano de Reservas