

# monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXVII, NÚMERO 4, OCTUBRE-DICIEMBRE

2004

# 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:** José-Linaldo Gomes de Aguiar □ *Directora de Capacitación:* Jimena Carretero Gordon □ *Director de Estudios:* Fernando Sánchez Cuadros □ *Director de Relaciones internacionales:* Juan-Manuel Rodríguez Sierra □ *Director de Administración:* Carlos Pinedo Rodríguez.

# monetaria

VOLUMEN XXVII, NÚMERO 4, OCTUBRE-DICIEMBRE DE 2004

Claudia Arguedas Gonzales

**325** Las tasas de interés en moneda nacional y la inflación: una revisión de la Hipótesis de Fisher para Bolivia

Luis Mario Hernández Acevedo

**343** Señales de política monetaria y tasas de interés en México

Sharon Kozicki

**369** ¿De qué forma afectan las revisiones de datos a la evaluación y conducción de la política monetaria?

Frederick H. Wallace

Gary L. Shelley

Luis F. Cabrera Castellanos

**407** Pruebas de la neutralidad monetaria a largo plazo: el caso de Nicaragua

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

*Claudia Arguedas Gonzales*

# Las tasas de interés en moneda nacional y la inflación: una revisión de la Hipótesis de Fisher para Bolivia

## I. INTRODUCCIÓN

La interrogante sobre si los cambios en las tasas de interés nominales resultan en cambios en las tasas de interés reales o reflejan variaciones de la inflación esperada, y por tanto no afectan a las tasas reales, es un importante problema de la economía monetaria. La autoridad monetaria puede afectar las tasas de interés nominales expandiendo o contrayendo la cantidad de dinero, pero si este efecto no se traduce en variaciones de las tasas de interés reales entonces la política monetaria no tendría ningún efecto real en la economía, no podría influir en la inversión y por ende tampoco en el producto.

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de C. Arguedas Gonzales, asesora de Política Económica, del Banco Central de Bolivia (BCB). Documento presentado en la VIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, organizada por el Banco Central de Venezuela, celebrada en la ciudad de Caracas, durante noviembre de 2003. La autora agradece los comentarios de Armando Pinell, Arturo Beltrán, Raúl Mendoza, María Angélica Aguilar, del BCB, y Alejandro Díaz León, del Banco de México. Cualquier error u omisión es responsabilidad de la autora. Asimismo, los puntos de vista y las conclusiones del presente trabajo son de exclusiva responsabilidad de la autora y no comprometen la posición del BCB. (Nota del editor: por razones editoriales fueron omitidos los anexos 2 y 3, sin embargo, pueden obtenerse en el correo electrónico: carguedas@mail.bcb.gov.bo.)*

La Hipótesis de Fisher plantea que cambios en las tasas de interés nominales de corto plazo reflejan cambios en la inflación esperada. La demostración de este efecto dependerá, en gran medida, de la situación por la que esté atravesando la economía y de la percepción de los agentes sobre la misma. Asimismo, para Lanne (2001) la evolución de la tasa de interés nominal es una señal, con base en la cual, los agentes económicos formulan sus expectativas sobre la inflación futura.

Carmichael y Stebbing (1983) indican que el dinero y los activos financieros son similares en la función de reserva nominal de valor, ambos tienen el mismo riesgo por lo que son sustitutos cercanos. Empero, cuando la inflación es alta los tenedores de los activos financieros demandarán tasas de interés que les cubra por la pérdida inflacionaria, entonces se rompe la sustitución que existía entre dinero y activos financieros y más bien se promueve la competencia y la sustitución entre los rendimientos de los activos financieros y los activos de capital. Señalan también que la Hipótesis de Fisher Inversa, es decir, la relación entre la inflación y la tasa de interés real, se verifica en países con baja o moderada inflación. En este sentido, las metas de inflación adoptadas por la autoridad monetaria estabilizan las expectativas de inflación y, por tanto, reducen el efecto Fisher.

Peng (1995) encuentra que la Hipótesis de Fisher se cumple para Francia, Estados Unidos y Reino Unido y débilmente para Alemania y Japón. Estos últimos se caracterizaron por una política monetaria anti-inflacionaria. Así, las diferencias encontradas cuando se verificó el efecto Fisher se originaron en la forma en que las autoridades monetarias enfrentaron los *shocks* inflacionarios.

Por otra parte, Choi (2002) encuentra evidencia de que la Hipótesis de Fisher Inversa se cumple para Estados Unidos cuando la inflación proyectada está por debajo de un cierto nivel (*threshold*) y existe una alta sustitución entre dinero y activos financieros. Además, encuentra consistencia con el argumento de que cuando la inflación es persistente se registra una sustitución entre activos financieros y activos de capital. La inflación puede afectar los rendimientos reales por lo que los agentes económicos preferirán mantener activos cuyas tasas de interés nominales les cubran de la pérdida del poder adquisitivo y reducirán su preferencia por el dinero, en ese caso se cumple la Hipótesis de Fisher. El autor también señala que si la autoridad monetaria adopta metas de inflación, e incluso metas cambiantes, que incrementen la credibilidad en los agentes económicos sobre la política monetaria, es posible reducir la persistencia en

la inflación y en consecuencia se cumplirá la Hipótesis de Fisher Inversa.

En el siguiente trabajo se estudia el efecto Fisher en Bolivia empleando tasas de interés de títulos públicos en moneda nacional a 91 días. Debido a la dolarización de la economía, éste es uno de los pocos mercados donde las operaciones en moneda nacional tienen cierta importancia, además, el precio de estos títulos se determina en subastas, por tanto es el mercado quién lo establece: las entidades financieras participan en la subasta como demandantes y el Banco Central de Bolivia (BCB) como oferente fijando la cantidad pero subastando el precio.

Por otra parte, empleando estas tasas se puede analizar más claramente el efecto de la política monetaria sobre las expectativas y el efecto de éstas sobre las tasas monetarias nominales que marcan pautas para las tasas de interés en los otros mercados. Asimismo, estos títulos no son sustitutos del dinero, ya que los inversionistas los adquieren buscando un rendimiento. Por otra parte, se debe mencionar que desde 1996 el BCB anuncia, a principio de cada año, el objetivo de inflación anual, como límite máximo. Estos dos hechos dan un marco para evaluar el efecto Fisher o efecto Fisher invertido en las tasas de interés de los títulos públicos.

Los resultados de este estudio brindarán también información acerca de la credibilidad del público en el cumplimiento del objetivo inflacionario. Si el anuncio es creíble estabilizarán las expectativas de inflación y los cambios en las tasas nominales resultarán en cambios en las tasas reales, lo que se reflejaría en una verificación de la Hipótesis de Fisher Inversa. La implicación de este resultado es que los agentes económicos confían en que el Banco Central cumplirá con su objetivo de baja inflación.

En la siguiente sección se realiza una breve explicación sobre los títulos públicos en Bolivia. En la tercera sección se presentan varios modelos para verificar la Hipótesis de Fisher propuestos por diferentes autores. En la cuarta sección se realizan las estimaciones y se obtienen los resultados con base en los cuales, en la última sección, se presentan las conclusiones del trabajo.

## II. TÍTULOS PÚBLICOS EN BOLIVIA

Las Letras de Tesorería (LT) son títulos de renta fija, redimibles a su vencimiento y vendidos a descuento, se emiten en moneda

nacional y extranjera a plazos entre 91 y 714 días. La emisión de estos títulos tiene dos propósitos, la regulación monetaria y el financiamiento del déficit del Tesoro General de la Nación (TGN).

El BCB utiliza estos títulos como instrumentos de política monetaria, y no instrumentos propios, para no fraccionar con diferentes tipos de valores un mercado que es relativamente pequeño. En este caso, por convenio interinstitucional, las LT son emitidas por el TGN y el BCB las subasta entre las entidades financieras depositando los ingresos percibidos en una Cuenta de Regulación Monetaria.

A diciembre de 2002, 14.9% de los títulos emitidos para fines de política monetaria fueron en moneda nacional, mientras que sólo 5.8% de los títulos con los que el TGN financia sus requerimientos de liquidez tuvieron esta denominación. En total, a diciembre de 2002, la proporción de títulos públicos en moneda nacional fue de 6.2%. Además de su baja participación, los títulos públicos en moneda nacional generalmente registran plazos más cortos que aquellos en moneda extranjera.

Los precios de estos títulos públicos se determinan a través de subastas competitivas semanales, en las que el Banco Central establece cantidades ofertadas y un precio de corte. Se adjudican los títulos los agentes que ofrecieron los precios más altos y por encima del precio de corte.

Se debe hacer notar que debido a la alta dolarización de la economía boliviana, cerca de 98% de los depósitos a plazo fijo son en moneda extranjera. A junio de 2003, el mercado de los títulos públicos es uno de los pocos mercados en el que la moneda nacional tiene cierta importancia en el corto y mediano plazo, aunque no así en el largo plazo.

### III. LA HIPÓTESIS DE FISHER E HIPÓTESIS DE FISHER INVERSA

La Hipótesis de Fisher (HF) afirma que la tasa de interés real es relativamente constante, dado que los movimientos en la tasa de interés nominal compensan totalmente las variaciones de la inflación. En un sentido menos estricto, la HF señala que la tasa de interés real no varía permanentemente.

Para la verificación de la HF se emplearon algunas ecuaciones propuestas por diferentes autores.

La tasa de interés real, como la define Fisher es la siguiente:

$$(1) \quad r_t = i_t - \pi_{t+1}$$

donde:  $r_t$  es la tasa de interés real en el período  $t$ ;  $i_t$  es la tasa de interés nominal en el período  $t$ ; y  $\pi_{t+1}$  es la inflación para el mismo plazo de la tasa de interés nominal.<sup>1</sup>

Para probar la HF la tasa de interés nominal y la inflación deben guardar una relación directa en el largo plazo y, por tanto, la tasa de interés real no se verá afectada por variaciones inflacionarias. Así, las variaciones de la tasa de interés real responden a cambios en las preferencias de los agentes o cambios tecnológicos y no a factores nominales, como los precios.

Por otra parte, según Malliaropulos (2000) el hecho que la inflación y la tasa de interés nominal no estén cointegradas, no necesariamente indica que no se cumple la HF ya que la relación entre estas variables podría ser dinámica. Este autor propone como el *test* más apropiado para el efecto Fisher establecer una relación estacionaria entre la inflación y la tasa de interés nominal, que consiste en permitir ajustes dinámicos entre estas variables. La inflación esperada determina la tasa de interés nominal y, a su vez, la tasa de interés nominal es una señal para la inflación esperada.

Koustas y Serletis (1999) establecen que si la inflación y la tasa de interés nominal estarían cointegradas, entonces no podría existir un vector autorregresivo en primeras diferencias y eso sería suficiente para rechazar la HF. Estos autores hacen referencia a la doble causalidad que debiera existir entre la tasa de interés nominal y la inflación, y proponen las siguientes ecuaciones para la estimación de la hipótesis:

$$(2) \quad \Delta\pi_t = \lambda_{\pi i} \Delta i_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{\pi i}^j \Delta i_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{\pi \pi}^j \Delta \pi_{t-j} + \varepsilon_t^\pi$$

$$(3) \quad \Delta i_t = \lambda_{i \pi} \Delta \pi_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{i i}^j \Delta i_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{i \pi}^j \Delta \pi_{t-j} + \varepsilon_t^i$$

donde:  $\Delta x$  es la diferencia de la variable  $x$ ;  $\lambda_{\pi i}$  es el efecto contemporáneo de  $i$  sobre  $\pi$ ;  $\lambda_{i \pi}$  es el efecto contemporáneo de  $\pi$  sobre  $i$ ;  $\alpha_{\pi i}$  es el efecto de los rezagos de  $i$  sobre  $\pi$ ;  $\alpha_{\pi \pi}$  es el efecto de los rezagos de  $\pi$  sobre  $i$ ;  $\varepsilon_t^\pi$  es el cambio exógeno no estimado de la inflación; y  $\varepsilon_t^i$  es el cambio exógeno no estimado de la tasa de interés nominal

Finalmente los autores indican que para verificar el efecto Fisher entre la inflación y la tasa de interés nominal se debería cumplir la siguiente restricción:

<sup>1</sup> Se debe hacer notar que la tasa de interés se conoce al inicio del período y la inflación se conoce al terminar el mismo.



$$(4) \quad \frac{\alpha_{i\pi}(1)}{\alpha_{ii}(1)} = 1$$

Para que esta hipótesis se cumpla, se debe tener en cuenta dos factores, que a su vez están relacionados: la persistencia de la inflación y el grado de sustitución de los activos nominales con el dinero. En el primer caso, cuando la inflación es alta los agentes económicos le dan una mayor importancia a los rendimientos reales de los activos, que éstos se mantengan a pesar de una mayor inflación, que cuando la inflación es baja. Choi (2002) estima un “*threshold*” para la inflación de entre 4% a 6% por encima del cual se verifica la Hipótesis de Fisher para la economía estadounidense.

Por otra parte, al ser la inflación alta o persistente los agentes económicos aumentan sus preferencias por activos que reporten rendimientos nominales que les permitan cubrirse de la pérdida del poder adquisitivo y reducen su preferencia por el dinero. Así, son sustitutos cercanos los títulos y activos de capital (y ambos son pobres sustitutos del dinero) verificándose la HF porque los agentes buscan mayores tasas nominales cuando hay una mayor inflación. Empero, cuando la inflación es baja, los agentes económicos ven que la inflación no tiene efectos significativos en los rendimientos reales y es mayor la sustitución entre títulos y dinero, la HF no se verifica. Más al contrario, podría verificarse la Hipótesis de Fisher Inversa (HFI) la cual indica que la tasa de interés nominal no se ajusta a la inflación y, por tanto, la tasa de interés real varía inversamente, uno a uno, con la inflación.

Carmichael y Stebbing (1983) señalan que la optimización individual lleva a que el rendimiento del dinero y de la tenencia de activos se igualen, así el equilibrio entre el retorno del dinero y el rendimiento real de los activos financieros será:

$$(5) \quad r_t = z_t - \pi_{t+1}$$

donde:  $r$  es el retorno real del activo;  $y$ ,  $z$  es el retorno marginal implícito del dinero o el premio que debiera pagarse a los tenedores de activos para compensar la pérdida de los servicios monetarios.

El equilibrio entre el rendimiento real de los activos y el rendimiento del capital será:

$$(6) \quad \delta_t = x + r_t$$

donde:  $\delta$  es el retorno real del capital;  $y$ ,  $x$  es el premio (o descuento) que induce a la tenencia del capital.

Así, para que la HF sea sustentada, es necesario que  $x$  sea relativamente constante y que los cambios en  $z$  sean similares a los cambios en la inflación, es decir, que los títulos y los activos de capitales sean sustitutos cercanos, mientras que los títulos y el dinero sean sustitutos pobres. Empero, los autores señalan como lo más probable un alto grado de sustitución entre el dinero y los títulos ya que ambos tienen un riesgo similar con baja inflación. En este sentido se espera que  $z$  sea aproximadamente constante, variando el rendimiento real del activo en función de la inflación, cumpliéndose la Hipótesis de Fisher Inversa (HFI).

Choi (2002) presenta una revisión de la ecuación para verificar la HFI que propusieron Carmichael y Stebbing (1983), esta ecuación se la desarrolló de tal manera que no se necesita emplear la inflación esperada en la estimación:<sup>2</sup>

$$(7) \quad r_{it} = \alpha_0 + \alpha_2 \pi_{t+1} + \varepsilon_t - (1 + \alpha_2) \xi_{t+1}$$

La HFI supone que  $\alpha_2 = -1$ , cuando no se cumple la hipótesis no se podrá emplear la ecuación para verificar la HF porque se tendría el problema del coeficiente correlacionado con el error (en el anexo 1 se presenta el desarrollo de esta ecuación).

#### IV. EVIDENCIA EMPÍRICA DE LA HIPÓTESIS DE FISHER

Con base en la metodología anteriormente explicada, se evaluó si la Hipótesis de Fisher o la Hipótesis de Fisher Inversa se cumple para las tasas de interés de los títulos públicos en Bolivia. Para este efecto se emplearon las variables y la periodicidad que a continuación se señalan.

##### 1. Variables empleadas

- Tasa de interés de Letras del Tesoro (LT) a 91 días en moneda nacional. Se emplearon los promedios de las tasas nominales de rendimiento de las operaciones realizadas cada mes ponderadas por los montos adjudicados. Estas tasas de rendimiento se trimestralizaron.<sup>3</sup>

<sup>2</sup> En algunos casos podría estar presente el efecto Fisher pero no verificarse debido a problemas en la estimación de la inflación esperada.

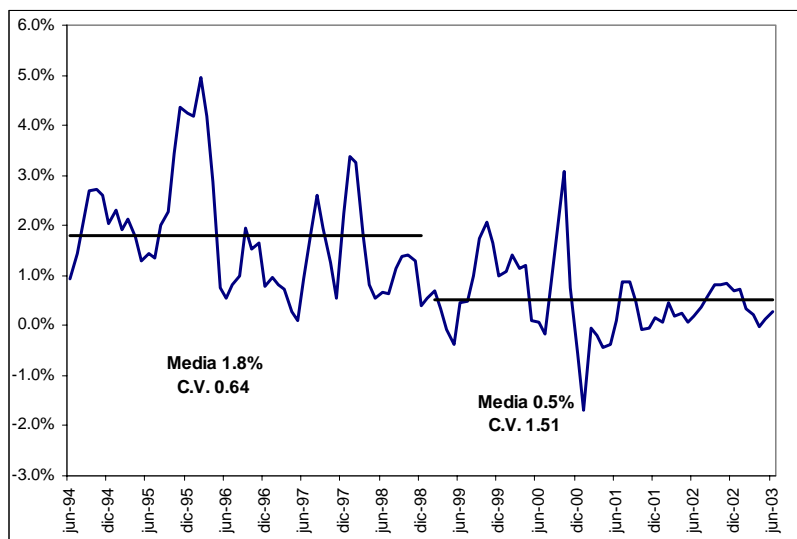
<sup>3</sup> Los rendimientos, independientemente del plazo del título, se suelen expresar

- La inflación subyacente trimestral. Variación a tres meses del Índice de Precios al Consumidor corregido por los productos más y menos inflacionarios.<sup>4</sup>
- Tasa de interés real *ex post* de las LT a 91 días. Tasa de interés real que efectivamente percibieron los inversores por estos títulos, calculada de la siguiente manera:

$$r_t = \frac{(i_t + 1)}{(\pi_{t+3} + 1)} - 1$$

donde:  $r_t$  es la tasa de interés real trimestral, entre  $t$  y  $t+3$ ;  $i_t$  es la tasa de interés nominal trimestralizada de las LT a 91 días correspondiente al período  $t$  y  $t+3$ ; y,  $\pi_{t+3}$  es la inflación trimestral, que se verificó entre  $t$  y  $t+3$ .

**GRÁFICA I. INFLACIÓN SUBYACENTE TRIMESTRAL (en porcentaje)**



## 2. Períodos de estimación

La información sobre las tasas de interés de LT a 91 días en moneda nacional se dispone a partir de junio de 1994, por lo

---

en tasas anuales, por lo que se trimestralizaron estas tasas:  $i_t = (\sqrt[4]{(i_{12\text{ meses}} + 1)} - 1) \cdot$

<sup>4</sup> Se empleó la inflación subyacente porque es la que mejor aproxima la pérdida del poder adquisitivo de la moneda nacional por no considerar productos extremos que podrían sesgar el nivel general de precios.

que la estimación se realizó con cifras desde esa fecha a junio de 2003, con una frecuencia mensual.

Revisando la evolución de la inflación trimestral (gráfica I) se puede apreciar que a partir de 1999 existe una disminución de la media y un incremento del coeficiente de variación.<sup>5</sup> En razón a este hecho se ha dividido la muestra de junio de 1994 a diciembre de 1998 y de enero de 1999 a junio de 2003.<sup>6</sup>

### 3. Raíz unitaria en las variables

Se revisó la existencia de raíz unitaria en las variables con el *test* de ampliado Dickey-Fuller, el número de rezagos se eligió considerando los criterios de Schwartz y Akaike. En el cuadro 1 se presenta el *test* para los dos subperíodos.

**CUADRO 1. TEST DE RAÍZ UNITARIA-DICKEY FULLER AMPLIADO**

<i>Período</i>	<i>i</i>	<i>Val. crít.</i> <i>al 5%</i>	<i>D(i)</i>	<i>Val. crít.</i> <i>al 5%</i>	$\pi$	<i>Val. crít.</i> <i>al 5%</i>	<i>D(<math>\pi</math>)</i>	<i>Val. crít.</i> <i>al 5%</i>
Jun 94- dic 98	0.13	-2.92	-4.90	-2.93	-3.49 <sup>a</sup>	-2.92	-6.01	-2.92
Ene 99- jun 03	-2.12	-2.93	-5.19	-2.93	-4.56	-2.92		

<sup>a</sup> No se puede rechazar la existencia de raíz unitaria al 1% de significación.

Donde: *i* es la tasa de interés nominal y *D(i)* es su primera diferencia;  $\pi$  es la inflación; y, *D( $\pi$ )* es su primera diferencia.

Las tasas de interés nominales son no estacionarias para las dos submuestras, ambas son integradas de orden uno [*I*(1)].<sup>7</sup> Para la inflación en la primera submuestra no se puede rechazar que sea estacionaria al 5% pero si al 1%, para la segunda

<sup>5</sup> Se realizó una prueba de quiebre estructural de la serie para enero de 1999, regresionando la serie sobre si misma y con una variable *dummy* que toma el valor de uno a partir de esta fecha. El coeficiente de la variable *dummy* es significativo al 5%, por lo que no se puede rechazar la existencia de un quiebre estructural en la serie en enero de 1999.

<sup>6</sup> A partir de 1999 se desaceleró el crecimiento de la economía nacional y el contexto internacional se caracterizó por recesiones, desequilibrios cambiarios y financieros de los países sudamericanos.

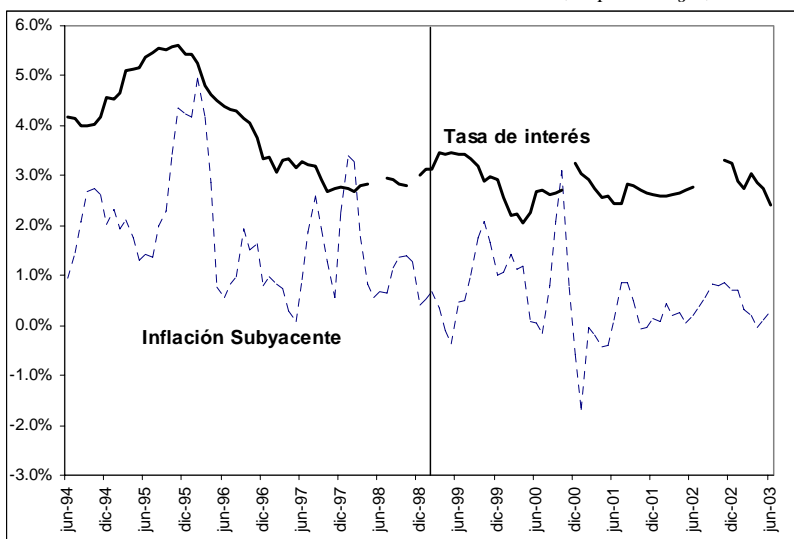
<sup>7</sup> El que la serie de la tasa de interés no sea estacionaria parecería contradecir la literatura existente que modela a las tasas de interés como un proceso estocástico con reversión a la media. Empero, se deben considerar las características de la economía boliviana que, después de la hiperinflación de 1985 en que las tasas pasivas nominales llegaron a 110%, se pasó a un proceso de paulatina reducción de las tasas de interés.

submuestra no se puede rechazar la estacionaridad al 5% ni al 1% de significación.

#### 4. Estimación de la Hipótesis de Fisher en el largo plazo

La gráfica II presenta las tasas de interés nominales para LT a 91 días en moneda nacional y la inflación subyacente, ambas a tres meses.

**GRÁFICA II. TASA DE INTERÉS NOMINAL DE LT A 91 DÍA EN MONEDA NACIONAL E INFLACIÓN SUBYACENTE A 3 MESES<sup>a</sup>** (en porcentajes)



<sup>a</sup> Los espacios en blanco en la serie de tasas de interés corresponden a períodos en los que no se registraron operaciones con LT a 91 días.

Para analizar el comportamiento en el largo plazo de la relación entre la tasa de interés nominal y la inflación, se realizó el *test* de cointegración de Johansen entre estas variables solo para el primer subperíodo ya que en este periodo las series no son estacionarias, en el segundo subperíodo, como ya se indicó, la inflación es estacionaria al 5% de significación.<sup>8</sup> La ventaja de emplear el *test* de Johansen es que no hace distinción entre variables endógenas y exógenas, considerando a todas como posibles variables endógenas. Los resultados sugieren que las series no se encuentran cointegradas (ver anexo 2).

<sup>8</sup> Se emplea la inflación adelantada en tres períodos para que así tenga la misma temporalidad que la tasa de interés nominal.

Para verificar estos resultados, se revisó también la estacionariedad de la tasa de interés real en moneda nacional. Si existe una relación de largo plazo entre la tasa de interés nominal y la inflación, la tasa de interés real podría ser estacionaria. Sin embargo, se debe tener en cuenta que, a pesar de verificarse una relación de largo plazo entre inflación y tasas de interés nominal, las tasas de rendimientos reales podrían no ser estacionarias debido a factores como las expectativas de los agentes económicos de un mayor riesgo motivadas por un déficit más elevado del sector público, por expectativas de depreciación de la moneda extranjera o incluso una sobre-reacción de la tasa de interés nominal respecto a la variación de la inflación.

En el cuadro 2 se presenta el *test* de raíz unitaria para las tasas de interés reales *ex post* en moneda nacional.

**CUADRO 2. TEST DE RAÍZ UNITARIA-DICKEY FULLER AMPLIADO**

<i>Período</i>	<i>rMN</i>	<i>Val. crít. al 5%</i>	<i>D(rMN)</i>	<i>Val. crít. al 5%</i>
Jun 94- dic 98	-2.18	-2.93	-7.68	-2.93
Ene 99- jun 03	-1.94	-2.95	-4.66	-2.96

La tasa de interés real en moneda nacional en ambas submuestras no es estacionaria, tiende a fluctuar en el tiempo. En consecuencia, no se puede afirmar que la Hipótesis de Fisher en el largo plazo se cumpla.

## 5. Estimación de la Hipótesis de Fisher en el corto plazo

En el corto plazo, las tasas de interés nominales de títulos en moneda nacional están en función de la inflación esperada para el plazo del título. Por otra parte, los agentes económicos establecen sus expectativas sobre la inflación esperada con base en la señalización que les ofrece la evolución de las tasas de interés nominales (ecuaciones 2 y 3). En este sentido, para probar la Hipótesis de Fisher en el corto plazo se empleó un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) con las variables en primeras diferencias. El número de rezagos se determinó con los criterios de Akaike y Schwarz.<sup>9</sup> En el cuadro 3 se presentan los coeficientes del VAR sólo para la tasa de interés como varia-

<sup>9</sup> Para el VAR también se empleó la inflación adelantada en tres períodos, para que tenga la misma temporalidad que la tasa de interés nominal.

**CUADRO 3. VECTORES AUTORREGRESIVOS**

<i>Variables</i>	<i>Junio de 1994-diciembre de 1998</i>		<i>Enero de 1999-junio de 2003</i>	
	<i>D(i)</i>	<i>Est. t</i>	<i>D(i)</i>	<i>Est. t</i>
<i>C</i>	0.00	-0.21	0.00	0.14
<i>D[i(-1)]</i>	0.16	0.98	0.22	1.18
<i>D[i(-2)]</i>	0.11	0.71	-0.22	-1.19
<i>D[i(-3)]</i>	0.30	1.94	0.29	1.49
<i>D[inf(+2)]</i>	0.01	0.20	-0.01	0.20
<i>D[inf(+1)]</i>	0.05	1.23	-0.02	-0.29
<i>D[inf(0)]</i>	0.01	1.18	-0.11	-1.63
<i>R<sup>2</sup></i>	0.26		0.18	
<i>R<sup>2</sup> amplia-</i>				
<i>do</i>	0.13		0.01	
<i>Est. F</i>	2.06		1.06	

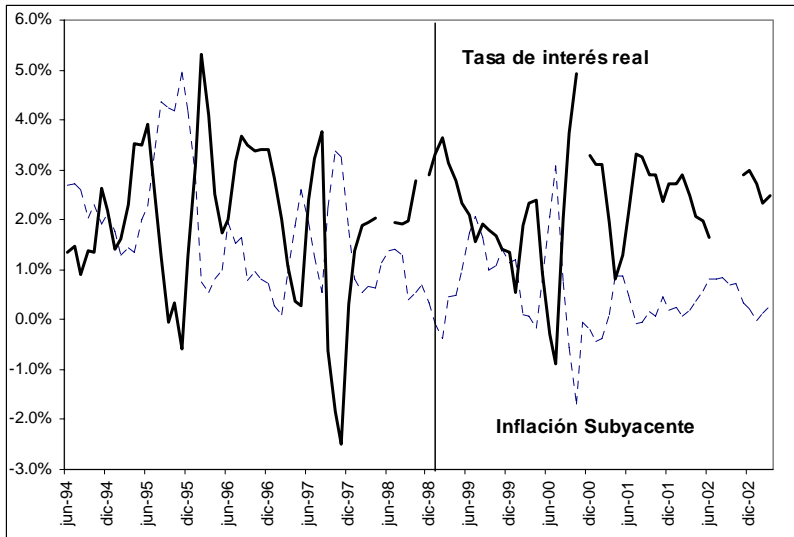
ble endógena, los resultados del VAR se detallan en el anexo 3.

Estas estimaciones no presentan un buen ajuste y los coeficientes de la inflación rezagada sobre la tasa de interés, en diferencias, no son significativos al 5 %. En el cuadro 4 se presenta la descomposición de las varianzas del modelo VAR para los dos subperíodos.

Cada uno de los valores de las columnas *shock* representa el porcentaje de la varianza, número de períodos más adelante, que es explicada por un determinado *shock*. Se puede apreciar que para el primer subperíodo la variación de la tasa de interés nominal no se ve afectada por *shocks* de la inflación en el primer

**CUADRO 4. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZAS**

<i>Período</i>	<i>Dif. en tasas de interés</i>			<i>Dif. en inflación</i>		
	<i>Shock</i>	<i>Shock</i>	<i>EE</i>	<i>Shock</i>	<i>Shock</i>	<i>EE</i>
	<i>D(i)</i>	<i>D(<math>\pi</math>)</i>		<i>D(i)</i>	<i>D(<math>\pi</math>)</i>	
Jun. 1994-dic. 1998						
1	100.00	0.00	0.00	0.64	99.35	0.01
3	95.88	4.11	0.00	4.93	95.06	0.01
6	94.95	5.05	0.00	4.22	95.77	0.01
9	94.98	5.02	0.00	4.24	95.76	0.01
12	94.85	5.14	0.00	4.24	95.76	0.01
Enc. 1999-jun. 2003						
1	100.00	0.00	0.00	4.86	95.14	0.01
3	99.57	0.43	0.00	11.12	88.88	0.01
6	87.57	12.43	0.00	10.28	89.72	0.01
9	83.65	16.35	0.00	10.15	89.95	0.01
12	80.22	19.78	0.00	10.24	89.76	0.01

**GRÁFICA III.** TASA DE INTERÉS REAL DE LT A 91 DÍA EN MONEDA NACIONAL E INFLACIÓN SUBYACENTE A 3 MESES<sup>a</sup> (en porcentajes)

<sup>a</sup> Los espacios en blanco en la serie de tasas de interés real corresponde a períodos en los que no se registraron operaciones con LT a 91 días.

período y posteriormente el efecto es muy pequeño y no sobrepasa el 6%. En el segundo subperíodo, los *shocks* de la inflación tienen un mayor efecto en la varianza de las tasas de interés nominales. Así, a 6 meses 12% de la varianza de las tasas de interés se explica por *shocks* en la inflación y a 12 meses 20% de la varianza se explica por este mismo *shock*.

La varianza de la inflación se ve más afectada por *shocks* sobre sí misma que por *shocks* en las tasas de interés nominales. Este comportamiento se observa en ambos subperíodos.

Si bien no se puede afirmar que se cumple la Hipótesis de Fisher en el corto plazo, se debe mencionar que en el último subperíodo la inflación comienza a tener algún efecto en la tasa de interés nominal.

## 6. Estimación de la Hipótesis de Fisher Inversa

Al no haberse comprobado que las tasas de interés de los títulos públicos en moneda nacional cumplieron con lo señalado en la Hipótesis de Fisher, se revisó la Hipótesis de Fisher Inversa (HFI), la relación entre la tasa de interés real y la inflación (gráfica III).<sup>10</sup>

<sup>10</sup> En la gráfica se empleó la inflación subyacente trimestral adelantada en tres períodos para que guarde relación temporal con la tasa de interés real a 91 días



**CUADRO 5.** ESTIMACIÓN DE LA HIPÓTESIS DE FISHER INVERSA

<i>Variables</i>	<i>Jun. 1994-dic. 1998</i>		<i>Ene. 1999-jun. 2003</i>	
	<i>D(r)</i>	<i>Est. t</i>	<i>D(r)</i>	<i>Est. t</i>
Constante	0.00	-0.24	0.00	-0.17
$D[\pi(+3)]$	-1.21	-6.75	-1.10	-12.20
AR(1)	0.21	1.34	0.19	1.13
$R^2$	0.55		0.83	
$R^2$ ampliado	0.53		0.82	
Errores	$I(0)$		$I(0)$	
<i>Test de Wald:</i>	$D[\pi(+3)] = -1$			
	<i>Prob.</i>		<i>Prob.</i>	
<i>F</i>	1.400	0.243	1.295	0.262
$\chi^2$	1.400	0.236	1.285	0.265

Para comprobar la Hipótesis de Fisher Inversa se empleó la ecuación (7) y las variables en diferencias. En el cuadro 5 se presentan los resultados de esta estimación.

En ambos subperíodos, el coeficiente de la inflación expresada en diferencias, se aproxima a la unidad, es negativo y significativo al 1%. Con el *test* de Wald se verificó que ambos coeficientes no son significativamente diferentes a menos uno, al 5% de significación.

Los resultados encontrados señalan que para los dos subperíodos se cumple la Hipótesis de Fisher Inversa: las variaciones de la inflación se traducen en variaciones en las tasas de rendimientos reales de los títulos públicos en moneda nacional. Este hecho muestra la confianza de los agentes económicos en que la autoridad monetaria cumple su objetivo de mantener el poder adquisitivo de la moneda y por tanto, no se preveía una inflación esperada significativa.

## V. CONCLUSIONES

La relación entre la inflación y la tasa de interés nominal es muy importante para la política monetaria, ya que determina la efectividad de la misma. Si el ente emisor asume una política monetaria que afecta a la inflación y a la tasa de interés nominal, pero no a la tasa de interés real entonces dicha política no será efectiva pues no llegará a las variables reales de la economía.

---

trimestralizada, que se conoce al principio de cada período, mientras que la inflación se conoce al final de cada período.

El trabajo estudió el cumplimiento de la Hipótesis de Fisher y la Hipótesis de Fisher Inversa en Bolivia, empleando tasas de rendimiento de los títulos públicos a 91 días en moneda nacional en los subperíodos: junio de 1994-diciembre de 1998 y enero de 1999-junio de 2003. El uso de estas tasas se justifica debido a que los activos financieros en Bolivia son predominantemente en moneda extranjera y las LT a 91 días en moneda nacional son las que tienen mayor importancia relativa. Además, son tasas de interés monetarias que marcan pautas para las tasas de interés de los otros mercados.

La relación de largo plazo entre tasa de interés e inflación no se verificó para el primer subperíodo. No se pudo comprobar la existencia de esta relación para el segundo subperíodo debido a que la inflación no tiene raíz unitaria, por lo que no se puede afirmar que se cumpla la Hipótesis de Fisher en el largo plazo. En el corto plazo, tampoco se pudo evidenciar el cumplimiento de esta hipótesis. Se debe mencionar, empero, que para el segundo subperíodo analizado las fluctuaciones de la tasa de inflación comienzan a cobrar una cierta importancia en las variaciones de las tasas de interés nominales a partir del sexto mes.

Finalmente, se demostró que la Hipótesis de Fisher Inversa se cumple. Este resultado nos muestra que la tasa de interés nominal de los títulos públicos no guarda relación con la inflación esperada, por lo que las variaciones de la inflación se traducen en variaciones de la tasa de interés real en moneda nacional.

Este hecho indica que los agentes económicos confían en que la autoridad monetaria cumplirá su objetivo de mantener una inflación baja y estable, lo cual estaría reforzado por el anuncio, a principios de cada año, del objetivo de inflación anual. Por tanto, la inflación esperada es más estable y sus fluctuaciones no se traducen en variaciones de las tasas de interés nominales.

### *Anexo 1*

#### **Análisis de la ecuación para el *test* de HFI (desarrollado por J. Carmichael y P. Stebbing)**

$$(A.1) \quad i_t = r_t + \pi_{t+1}$$

$$(A.2) \quad E(i_t) = E(r_t) + E(\pi_{t+1})$$

Se supone que la inflación es insesgada:

$$(A.3) \quad \pi = E(\pi) + \xi$$

$\xi$  tiene una distribución normal con media cero y varianza constante.

Se supone que la tasa de interés nominal es conocida en todos los períodos:

$$(A.4) \quad E(i_t) = i_t$$

Reemplazando (A.1) y (A.2) en (A.4):

$$(A.5) \quad E(r_t) + E(\pi_{t+1}) = r_t + \pi_{t+1}$$

$$(A.6) \quad r_t - E(r_t) = E(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1} = -\xi_{t+1}$$

Considerando la Hipótesis de Fisher Inversa:

$$(A.7) \quad E(r_t) = \alpha_0 - E(\pi_{t+1}) + \varepsilon_t$$

Alternativamente se puede realizar el *test* (HFI):

$$(A.8) \quad i_t = \alpha_0 + \varepsilon_t$$

$\varepsilon$  tiene una distribución normal con media cero y varianza constante.

Reemplazando (A.6) en (A.7):

$$(A.9) \quad r_t + \xi_{t+1} = \alpha_0 - E(\pi_{t+1}) + \varepsilon_t$$

$$(A.10) \quad r_t = \alpha_0 - \alpha_2 E(\pi_{t+1}) + \varepsilon_t - \xi_{t+1}$$

La HFI requiere que  $\alpha_2 = -1$ .

$$(A.11) \quad r_t = \alpha_0 - \alpha_2 E(\pi_{t+1}) + \varepsilon_t - \xi_{t+1} + \alpha_2 \xi_{t+1} - \alpha_2 \xi_{t+1}$$

Reemplazando (A.3):

$$(A.12) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_2 \pi_{t+1} + \varepsilon_t - (1 + \alpha_2) \xi_{t+1}$$

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Carmichael, J., y P. Stebbing (1983), "Fisher's Paradox and the Theory of Interest", *The American Economic Review*, vol. 73, n° 4, septiembre.

Choi, Woon Gyu (2002), "The inverted Fisher Hypothesis: In-

- flation forecastability and asset substitution”, *IMF Staff Papers*, vol. 49, nº 2.
- Crowder, W., y D. Hoffman (1996), “The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: The Fisher equation revisited”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 28, nº 1, febrero.
- Koustaş, Z., y A. Serletis (1999), “On the Fisher effect”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, nº 1, agosto.
- Lanne, Markku (2001), “Near unit root and the relationship between inflation and interest rates: A reexamination of the Fisher effect”, *Empirical Economics*, vol. 26, nº 2.
- Malliaropoulos, Dimitrios (2000), “A note on nonstationarity, structural breaks, and the Fisher effect”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 24, nº 5, mayo.
- Mishkin, F., y J. Simon (1995), *An empirical examination of the Fisher effect in Australia*, NBER, abril (Working Paper Series, nº 5080).
- Olivo, Víctor (2003), “Taylor rules and inflation targeting do not work with systematic foreign exchange market intervention”, *Money Affairs*, vol. XVI, nº 1, enero-junio, pp. 51-67.
- Peng, Wensheng (1995), *The Fisher Hypothesis and inflation persistence – evidence from five major industrial countries*, FMI, noviembre (Working Paper, WP/95/118).
- Requena, J., R. Mendoza, Ó. Lora y F. Escobar (2002), “La política monetaria del Banco Central de Bolivia”, *Revista de Análisis Económico* (Banco Central de Bolivia), vol. 5, nº 1; publicado también en *Boletín del CEMLA*, vol. XLIX, nº 1, enero-marzo de 2003, pp. 25-39.

*Luis Mario Hernández Acevedo*

# Señales de política monetaria y tasas de interés en México

## I. INTRODUCCIÓN

En este trabajo se estudian los efectos que las señales de política monetaria del Banco de México han tenido sobre las tasas domésticas entre enero de 1998 y diciembre de 2002. Para las autoridades monetarias es útil cuantificar la sensibilidad de las tasas de interés a sus acciones de política monetaria, ya que, por un lado, en el caso del Banco de México la variable instrumental, conocida en la jerga financiera como “el corto”, sirve para indicar al mercado solamente la dirección, pero no la magnitud, en que deben ajustarse las tasas de interés domésticas.<sup>1</sup> Por

<sup>1</sup> La variable instrumental que el Banco de México utiliza es fijar un objetivo para el saldo agregado de las cuentas a la vista que este instituto central les lleva a los bancos. En una primer etapa dichos objetivos aplicaban sobre periodos de mantenimiento de 28 días, es decir, al término de cada 28 días el saldo agregado de las cuentas a la vista debía coincidir con en el nivel objetivo fijado. A partir del 10 de abril de 2003 el periodo de mantenimiento de los saldos cambió de 28 días a diario. Una referencia útil para entender el funcionamiento del objetivo de saldos es

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de L. M. Hernández Acevedo, investigador de mercados, del Banco de México. Las opiniones expresadas aquí representan únicamente el punto de vista del autor, quien asume completa responsabilidad sobre cualquier error u omisión en este trabajo. (Nota del editor: comentarios u observaciones, favor de dirigirse, al siguiente correo electrónico: lmhernan@banxico.org.mx.)*

otro lado, los cambios en la forma de la estructura de tasas se han interpretado como medida de credibilidad del banco central en su esfuerzo por alcanzar y mantener la estabilidad de precios.

Sin embargo, la medición de los efectos del corto sobre el costo del dinero a diferentes plazos es de gran importancia, no sólo para el Banco de México sino también para otros agentes económicos. Por ejemplo, para los intermediarios financieros, los cambios en la estructura de tasas influyen sobre las utilidades o pérdidas de sus portafolios de inversión. Para los consumidores, esta curva es un determinante importante en la decisión de sustituir entre consumo presente y futuro. Finalmente, para el gobierno, el costo de financiamiento y la estrategia de emisión de deuda dependen de las tasas de interés.

Para estudiar los efectos de las señales de política monetaria sobre las tasas de interés domésticas se estiman modelos autorregresivos para cada una de las siguientes variables de respuesta (dependientes): *i*) pendiente de la curva de tasas; *ii*) nivel de la estructura de tasas; y *iii*) diferencial entre las curvas de tasas bancaria y gubernamental. En las estimaciones se emplean como variables predictivas (explicativas) “el corto”, las expectativas de inflación, la percepción de riesgo país, la depreciación observada del tipo de cambio y la volatilidad esperada del tipo de cambio, entre otras.

Este trabajo es una extensión del realizado por Castellanos (2000), puesto que en aquél la autora también analiza los efectos del corto sobre la pendiente de la estructura de tasas. Sin embargo, como se menciona en el párrafo anterior, aquí adicionalmente se estudia si han habido desplazamientos de la estructura de tasas completa y si los costos de financiamiento de los bancos, comparativamente con los del gobierno federal, han cambiado como consecuencia de las señales de política monetaria. Otras diferencias importantes entre ambos estudios son los períodos de elaboración de los análisis (más reciente en éste caso), las técnicas de estimación empleadas (Castellanos usa un modelo de corrección de errores y aquí se usan modelos autorregresivos sin estructura, los cuales son reconocidos como la mejor manera de permitir que los datos hablen por sí solos) y el conjunto de variables predictivas usadas, que en este caso son de origen financiero.

---

O'Dogerty (1997), aunque ahí no se contemplan los saldos diarios. También puede consultarse la circular 2019/15 de Banco de México para conocer en detalle este régimen.

Aunque posteriormente se describe en mayor detalle qué información se utilizó para realizar las estimaciones de este análisis, debe comentarse que los cambios en el nivel del corto se modelan con dos variables *dummy*: una correspondiente a las fechas en que las autoridades modificaron la variable instrumental para relajar las condiciones monetarias y la otra para las fechas en que el corto aumentó. El uso de estas variables *dummy* se justifica, en primer lugar, porque el mercado interpreta las modificaciones en la variable instrumental del banco central principalmente como señales y, en segundo lugar, porque esto permite capturar diferentes efectos sobre las tasas de las señales para restringir y para relajar las condiciones monetarias.

Los principales resultados, derivados de las estimaciones hechas aquí, son los siguientes:

- Las señales de política monetaria del Banco de México han tenido efectos estadísticamente significativos sobre la pendiente de la estructura de tasas cuando este instituto central “aprieta”, pero no se han apreciado los correspondientes efectos cuando “afloja”. Esto último es tal vez debido tanto al reducido número de veces que las autoridades han enviado señales para relajar las condiciones monetarias como a la baja generalizada en las tasas de interés durante el período de estudio, con lo que se pueden confundir los efectos.
- Las tasas de corto plazo reaccionan en mayor magnitud que las de largo plazo a dichas señales. Esto es consistente con la experiencia en otros países y puede justificarse con razonamientos teóricos, ya que la influencia de las acciones de política monetaria sobre las tasas de largo plazo se debe principalmente al efecto que las primeras tienen sobre las expectativas de los agentes económicos, las cuales a su vez dependen del contexto económico completo y no sólo de la política monetaria. En cambio, la influencia sobre las tasas de corto plazo es mayor, ya que los bancos centrales están en posibilidades de fijar una tasa objetivo en el nivel que crean adecuado, a la vez que también afectan las expectativas de inflación de corto plazo de los agentes económicos.
- Se han observado desplazamientos estadísticamente significativos hacia arriba de las tasas de corto plazo cuando el banco central ha apretado, pero no se han observado los correspondientes desplazamientos hacia abajo cuando ha aflojado. Por otro lado, para madureces intermedias, sí se observan desplazamientos estadísticamente significativos hacia abajo

cuando las autoridades aflojan, pero no se observan desplazamientos hacia arriba cuando aprietan.

Por lo tanto, aumentos en la restricción monetaria han cambiado el nivel y la pendiente de la estructura de tasas domésticas.

- No se encuentra evidencia empírica que indique que las tasas de instrumentos bancarios sean más sensibles a las señales de política monetaria que la curva de instrumentos gubernamentales.<sup>2</sup>

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera. En la segunda sección se describe la información utilizada en los modelos estimados. En la tercera sección se muestran los resultados y se discute el sentido económico de las regresiones para los tres tipos de variables de respuesta analizadas. En la cuarta sección se elaboran algunas conclusiones. Se incluyen además dos apéndices, en el primero se describe la metodología “de arriba hacia abajo” empleada para realizar las pruebas de raíz unitaria aplicada a todas las series usadas en las estimaciones. En el segundo apéndice se muestra gráficamente la relación entre la estructura de tasas de Estados Unidos y el objetivo de los fondos federales.

## II. INFORMACIÓN UTILIZADA

El período de muestra de este estudio abarca desde el 1º de enero de 1998 hasta el 31 de diciembre de 2002. Las variables usadas se encuentran listadas en el cuadro 1. La información tiene frecuencia semanal por lo que se cuenta con alrededor de 260 observaciones para cada serie.

El análisis no se extendió para fechas anteriores debido a la falta de información del mismo tipo y calidad para todas las variables utilizadas. También se prefirió no incluir el año 2003 porque éste representa un período de transición en el mercado de dinero en México, ya que con el gravamen a los instrumentos gubernamentales emitidos posteriormente al 1º de enero de 2003 coexistieron dos mercados de CETES<sup>3</sup> (gravables y exentos)

<sup>2</sup> *A priori* podría haberse esperado que dicho diferencial aumentara debido por ejemplo a un incremento en la percepción de riesgo de crédito de los bancos.

<sup>3</sup> Ningún instrumento a tasa fija emitido por la Tesorería de la Federación (TESOFE) antes del 1º de enero de 2003 fue gravado. Véase el Diario Oficial de la Federación de 1º de enero de 2002 para conocer los detalles.



**CUADRO 1. LISTA DE VARIABLES Y NOTACIÓN**


---

$CETES_t^P$ :	Tasa de rendimiento de los CETES con plazo a vencimiento en $P$ días naturales ( $P = 28, 91, 182, 360$ ) determinada en la fecha $t$ .
$BANCA_t^P$ :	Tasa de rendimiento de la curva cero bancaria con plazo a vencimiento en $P$ días naturales ( $P = 28, 91, 182, 360$ ) determinada en la fecha $t$ .
$FG_t$ :	Tasa de fondeo gubernamental determinada en la fecha $t$ .
$FB_t$ :	Tasa de fondeo bancario determinada en la fecha $t$ .
$FF_t$ :	Tasa de fondos federales de Estados Unidos determinada en la fecha $t$ .
$FIX_t$ :	Tipo de cambio FIX determinado en la fecha $t$ .
$VFIX_t^P$ :	Volatilidad esperada del tipo de cambio dentro de $P$ días naturales ( $P = 28, 91, 182, 360$ ) determinada en la fecha $t$ .
$INF_t^P$ :	Inflación esperada en $P$ días naturales ( $P = 28, 91, 182, 360$ ) determinada en la fecha $t$ .
$D\_APRIETA_t$ :	Variable <i>dummy</i> definida con valor 1 si en la fecha $t$ el Banco de México apretó y 0 en otro caso.
$D\_AFLOJA_t$ :	Variable <i>dummy</i> definida con valor 1 si en la fecha $t$ el Banco de México aflojó y 0 en otro caso.
$R\_PAIS_t$ :	Percepción de riesgo país, determinada en la fecha $t$ . Ésta se calcula como el diferencial entre la tasa de rendimiento del bono con vencimiento en el año 2026, emitido por el gobierno de México y denominado en dólares (UMS26) y la tasa de rendimiento del Bono del Tesoro estadounidense con vencimiento más cercano al UMS26.
$D_{11/99}_t$ :	Variable <i>dummy</i> definida con valor 1 para el mes de noviembre de 1999 y 0 para cualquier otra fecha.
$M\_CETES_t^{R-S}$ :	Medida de liquidez para la fecha $t$ , definida de la siguiente forma: Se calcula el volumen de ventas de CETES con vencimiento entre $R$ y $S$ días naturales como porcentaje del total negociado en toda la estructura de tasas.
$CETES_t^P - FG_t$ :	Prima de plazo gubernamental a $P$ días, determinada en la fecha $t$ . Ésta se define como el diferencial entre la tasa de rendimiento del CETE con plazo a vencimiento en $P$ días naturales ( $P = 28, 91, 182, 360$ ) y la tasa de fondeo gubernamental.
$BAN_t^P - CETE_t^P$ :	Diferencial determinado en la fecha $t$ , entre las tasas del instrumento bancario menos la del CETE ambos con plazo en $P$ días naturales ( $P = 28, 91, 182, 360$ ).
$\Delta CETES_t^P$ :	Cambio entre las fechas $t-1$ y $t$ de la tasa de rendimiento del CETE con vencimiento en $P$ días naturales ( $P = 28, 91, 182, 360$ ).
$CETES_t^P - TB_t^P$ :	Diferencial determinado en la fecha $t$ , entre la tasa del CETE y la del instrumento del Tesoro estadounidense ( <i>Treasury Bills</i> ) ambos con vencimiento en $P$ días naturales ( $P = 91, 182, 360$ ).

---

ambos con menor liquidez que la normalmente observada en este mercado.<sup>4</sup> Además, los intermediarios financieros tardaron varios meses en encontrar un diferencial adecuado entre los rendimientos de los instrumentos gravables y exentos, por lo que las tasas de CETES gravables incluyen una prima por el impuesto que varía a través del tiempo.

Las series de los rendimientos de los CETES ( $CETES_t^P$ ) y la curva cero bancaria<sup>5</sup> ( $BANCA_t^P$ ) se obtuvieron del Índice de EnlaceInt, el cual es un promedio aritmético de tasas muestradas entre los intermediarios financieros más activos en los mercados al mayoreo.<sup>6</sup> La tasa de fondeo gubernamental ( $FG_t$ ) es la determinada por el Banco de México.<sup>7</sup>

Se construyeron dos variables *dummy* relacionadas con las señales de política monetaria. La primera, denotada como  $D\_APRIETA_t$ , toma el valor 1 si el banco central apretó en la fecha  $t$  o 0 en otro caso. La segunda, denotada como  $D\_AFLOJA_t$ , toma el valor 1 si el banco central aflojó en la fecha  $t$  o 0 en otro caso. Como se verá con los resultados de las estimaciones estas variables son útiles para evidenciar si existen efectos asimétricos de las acciones del Banco de México sobre la estructura de tasas.

También se construyó una variable *dummy* para capturar las posibles distorsiones sobre la curva de rendimientos ocasionadas por el aprovisionamiento de efectivo del público durante la transición hacia el año 2000.<sup>8</sup> Esta variable ( $D\_11/99_t$ ) toma el valor 1 durante el mes de noviembre de 1999 y vale 0 en cualquier otra fecha. El supuesto que subyace en esta *dummy* es que el público habría incrementado anticipadamente sus balances de dinero en efectivo para enfrentar el aumento en las necesidades de liquidez en los albores del año 2000.

La serie del tipo de cambio peso/dólar usada es la del FIX que determina el Banco de México. La volatilidad implícita en los

<sup>4</sup> Las emisiones gravables fueron substituyendo a las exentas por lo que en el primer caso el mercado fue volviéndose más líquido mientras que en el segundo caso ocurrió lo opuesto.

<sup>5</sup> A lo largo de este trabajo usaré como sinónimos las expresiones “estructura de tasas”, “curva de tasas de interés” y “curva cero”. Éstas se refieren al conjunto de tasas de rendimiento de bonos cupón cero con plazos a vencimientos desde un día hasta un año. Las curvas cero “bancaria” y “soberana” son respectivamente las de instrumentos emitidos por los bancos y por el gobierno federal.

<sup>6</sup> La metodología de cálculo del índice de EnlaceInt se encuentra en la siguiente dirección de la red mundial: [www.enlaceint.com.mx](http://www.enlaceint.com.mx).

<sup>7</sup> Esta información, al igual que el resto de las series obtenidas del Banco de México, se encuentra en la página de la red mundial: [www.banxico.org.mx](http://www.banxico.org.mx).

<sup>8</sup> Efecto conocido como “Y2K” por sus siglas en inglés.

precios de las opciones peso/dólar se empleó como medida de incertidumbre esperada del tipo de cambio. Esta serie se denotan respectivamente como  $FIX_t$  y  $VFIX_t^P$ .

La serie de inflación esperada ( $INF_t^P$ ) se obtuvo de las encuestas semanales de INFOSEL. En general las observaciones de esta serie respetan la periodicidad, sin embargo, en algunos casos fue necesario calcular tasas equivalentes de inflación esperada.

Como medida de liquidez se emplea el volumen de ventas al mayoreo de CETES, realizadas entre intermediarios financieros a través de las casas de corretaje, medidas como porcentaje del volumen negociado en la estructura de tasas completa.<sup>9</sup> Las fuentes de esta información son las casas de corretaje.<sup>10</sup>

La percepción del riesgo país ( $R\_PAIS_t$ ) se mide con el diferencial entre la tasa de rendimiento del bono UMS que vence en 2026 (UMS26) y el bono del tesoro americano con vencimiento en 30 años.

En las estimaciones de los modelos autorregresivos se usaron tres variables de respuesta (dependientes), a saber: *i*) el diferencial entre el rendimiento de los CETES y la tasa de fondeo gubernamental ( $CETES_t^P - FG_t$ ), el cual también será referido como “prima de plazo a  $P$  días”; *ii*) el diferencial entre los rendimientos de la curva cero bancaria y la de CETES ( $BAN_t^P - CETE_t^P$ ); y *iii*) el diferencial de los rendimientos de los CETES en dos fechas consecutivas ( $\Delta CETES_t^P$ ).

Todas las variables empleadas en las estimaciones de los modelos autorregresivos son estacionarias, por lo cual se tuvieron que calcular primeras diferencias de algunas series originales. En el apéndice 1 se explica la metodología de “arriba hacia abajo” para realizar las pruebas de raíz unitaria “Augmented Dickey-Fuller” (ADF) implementadas en este trabajo y en el cuadro 2 se muestran los resultados para las variables que podría haber mayor duda sobre su orden de integración.

<sup>9</sup> Para incrementar la profundidad del mercado de CETES, los intermediarios financieros en México adoptaron la práctica de cotizar tasas de compra-venta “por rangos”. Por ejemplo, el mercado determina una sola tasa para todos los CETES vigentes (en una fecha dada) que vencen entre 70 y 90 días naturales. Los rangos más representativos, medidos en días naturales, eran: [7, 28], [50, 70], [70,90] y [160,180]. Después de concertar una operación por rangos el comprador del instrumento no sabía con exactitud qué título recibiría sino hasta la fecha de liquidación de la transacción. Actualmente esta práctica está siendo substituida por la de cotizar tasas para cada emisión específica, pero aún se mantiene para los rangos [50-70] y [70, 90].

<sup>10</sup> Éstas se encuentran publicadas en la página de la red mundial del Banco de México: [www.banxico.org.mx](http://www.banxico.org.mx).

**CUADRO 2.** RESULTADOS DE PRUEBAS ADF PARA VARIABLES SELECCIONADAS

<i>Variable</i>	<i>Orden de integración</i>	<i>Nivel significancia (%)</i>	<i>Cte incluida</i>	<i>Tendencia incluida</i>
$CETES_t^{28} - FG_t$	$I(0)$	1	Si	Si
$CETES_t^{91} - FG_t$	$I(0)$	1	Si	Si
$CETES_t^{182} - FG_t$	$I(0)$	1	No	No
$CETES_t^{360} - FG_t$	$I(0)$	1	No	No
$\Delta CETES_t^{28}$	$I(0)$	1	Si	Si
$\Delta CETES_t^{91}$	$I(0)$	1	Si	Si
$\Delta CETES_t^{182}$	$I(0)$	1	Si	Si
$\Delta CETES_t^{360}$	$I(0)$	1	Si	Si
$BAN_t^{28} - CETE_t^{28}$	$I(0)$	1	Si	Si
$BAN_t^{91} - CETE_t^{91}$	$I(0)$	5	Si	Si
$BAN_t^{182} - CETE_t^{182}$	$I(0)$	5	Si	Si
$BAN_t^{360} - CETE_t^{360}$	$I(0)$	1	Si	Si
$R\_PAIS_t$	$I(0)$	5	Si	No
$FIX_t$	$I(1)$	1	No	No
$VFIX_t^{28}$	$I(0)$	1	Si	No
$VFIX_t^{91}$	$I(0)$	5	Si	No
$VFIX_t^{182}$	$I(0)$	5	Si	No
$VFIX_t^{360}$	$I(0)$	1	Si	Si
$INF_t^{28}$	$I(0)$	1	Si	Si
$INF_t^{91}$	$I(0)$	10	No	No
$INF_t^{182}$	$I(0)$	5	Si	Si
$INF_t^{360}$	$I(0)$	1	Si	Si

### III. EFECTOS DE LAS ACCIONES DE POLÍTICA MONETARIA SOBRE LA CURVA CERO EN MÉXICO

Las primas de plazo son positivas cuando la estructura de tasas tiene una forma “normal”, es decir, cuando la tasa de interés aumenta a medida que el plazo a vencimiento se extiende. Existen cuatro factores estructurales que contribuyen a que la curva de tasas tenga forma normal: *i)* aversión al riesgo de los participantes del mercado; *ii)* mayor incertidumbre acerca de las tasas reales de largo plazo; *iii)* mayor sensibilidad de los instrumentos de largo plazo respecto a cambios en las tasas de interés; y *iv)* mayores costos de transacción en instrumentos de más largo plazo.

Sin embargo, la estructura de tasas y las primas de liquidez se ven afectadas por diversos eventos en la economía y en los mercados financieros, dentro de los que destacan las acciones de política monetaria. De hecho, la respuesta de estos diferenciales a dichas acciones se ha interpretado como un indicador de la credibilidad del banco central. Por ejemplo, en el caso de Estados Unidos se observa que cuando la Reserva Federal aumenta la tasa objetivo de los fondos federales (FF) la pendiente de la curva cero se reduce (o se vuelve más negativa cuando ésta ya estaba invertida) ocasionando una disminución de la prima de plazo que es más notoria para horizontes más largos.

En el cuadro 3 se encuentran las correlaciones entre los FF objetivo y las primas de plazo de los instrumentos del tesoro americano para dos períodos de muestra. Las magnitudes de di-

**CUADRO 3.** CORRELACIONES ENTRE LAS PRIMAS DE PLAZO DE LOS INSTRUMENTOS DEL TESORO DE ESTADOS UNIDOS Y EL OBJETIVO DE LOS FONDOS FEDERALES

	<i>Ene. de 1996–Dic. de 2002</i>	<i>Ene. de 1998–Dic. de 2002</i>
FF y Prima de plazo a 3 meses	-0.13	-0.40
FF y Prima de plazo a 6 meses	-0.12	-0.26
FF y Prima de plazo a 2 años	-0.35	-0.59
FF y Prima de plazo a 5 años	-0.44	-0.84
FF y Prima de plazo a 10 años	-0.54	-0.93

chas correlaciones aumentan mientras más largos son los plazos, además esta característica se acentúa para la muestra más reciente. Estas correlaciones evidencian una mayor sensibilidad de las tasas de corto plazo, comparativamente con las de largo plazo, a las señales de política monetaria de la Reserva Federal. En el apéndice 2 se puede examinar visualmente el mismo resultado.

**CUADRO 4.** PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER ENTRE LAS PRIMAS DE PLAZO EN MÉXICO Y LAS SEÑALES DEL BANCO CENTRAL

Hipótesis nula:	Rechazada	Valor de $P_i$
$CETES_t^{28} - FG_t$ no causa $D\_APRIETA_t$	No	0.17
$D\_APRIETA_t$ no causa $CETES_t^{28} - FG_t$	No	0.16
$CETES_t^{91} - FG_t$ no causa $D\_APRIETA_t$	No	0.29
$D\_APRIETA_t$ no causa $CETES_t^{91} - FG_t$	Si	0.01
$CETES_t^{182} - FG_t$ no causa $D\_APRIETA_t$	No	0.56
$D\_APRIETA_t$ no causa $CETES_t^{182} - FG_t$	Si	0.01
$CETES_t^{360} - FG_t$ no causa $D\_APRIETA_t$	No	0.53
$D\_APRIETA_t$ no causa $CETES_t^{360} - FG_t$	Si	0.01
$CETES_t^{28} - FG_t$ no causa $D\_AFLOJA_t$	No	0.88
$D\_AFLOJA_t$ no causa $CETES_t^{28} - FG_t$	No	0.52
$CETES_t^{91} - FG_t$ no causa $D\_AFLOJA_t$	No	0.87
$D\_AFLOJA_t$ no causa $CETES_t^{91} - FG_t$	No	0.60
$CETES_t^{182} - FG_t$ no causa $D\_AFLOJA_t$	No	1.00
$D\_AFLOJA_t$ no causa $CETES_t^{182} - FG_t$	No	0.47
$CETES_t^{360} - FG_t$ no causa $D\_AFLOJA_t$	No	0.99
$D\_AFLOJA_t$ no causa $CETES_t^{360} - FG_t$	No	0.21

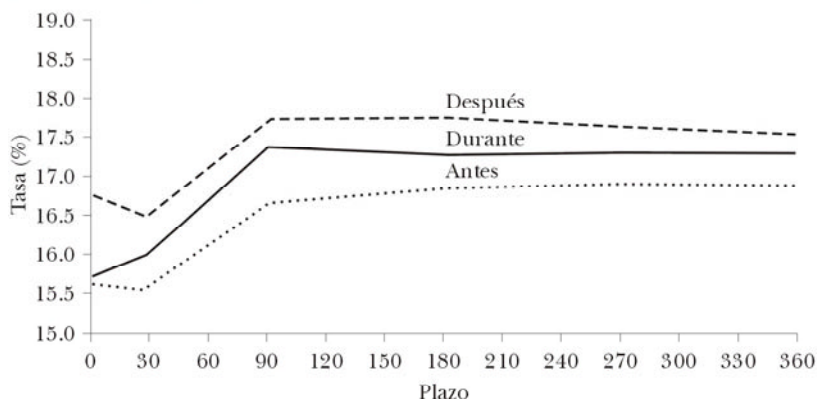
No obstante lo anterior, cabe decir que *ex ante* no es posible determinar el efecto que tendrán las acciones de política monetaria sobre los rendimientos de largo plazo, ya que éstos dependen de factores como las expectativas de inflación, su incertidumbre, cuán oportuna considere el mercado a la acción del banco central, el origen y la persistencia de los impactos sobre el nivel de precios y el entorno económico, entre otros.

Para el caso de México es de esperarse también que las primas de plazo disminuyan o aumenten según el banco central apriete o afloje la restricción monetaria. Como primer paso para analizar esta hipótesis se realizaron pruebas de causalidad de Granger entre las señales del banco central y las primas de plazo. Los resultados se muestran en el cuadro 4.

En general se acepta la hipótesis de que los aumentos en la restricción monetaria causan a las primas de plazo, excepto para el horizonte a 28 días.<sup>11</sup> Además, en todos los casos se rechaza la hipótesis que la disminución de la restricción monetaria causa a dichos diferenciales. Por otro lado, se observa que los diferenciales no causan a las señales de política monetaria.

Las gráficas I-IV muestran para algunas fechas ilustrativas la estructura de tasas, un día antes, durante el mismo día y después de que el Banco de México enviara nuevas señales de política monetaria al mercado. En ellas se puede ver que hay cambios en las pendientes y en los niveles de la curvas cero como respuestas a los movimientos de la variable instrumental del banco central.

**GRÁFICA I. CURVA CERO GUBERNAMENTAL: AUMENTO RESTRICCIÓN, 17 DE OCTUBRE DE 2000**

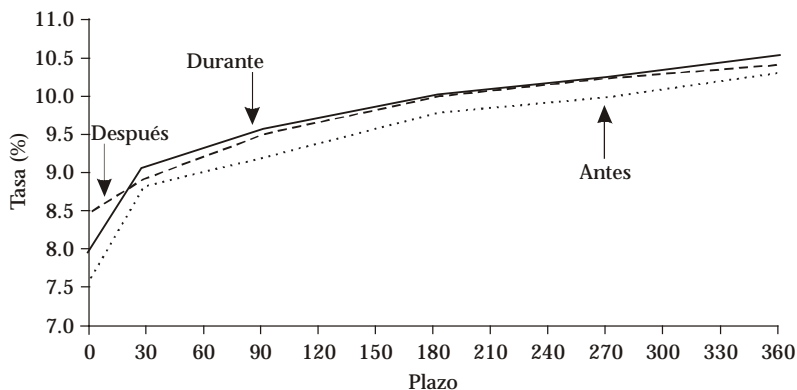


Para formalizar el análisis anterior es necesario separar los efectos que tiene el corto sobre la estructura de tasas de los efectos de otras variables. Lo que se intenta es conocer la eficacia del corto como mecanismo para influir sobre el costo del dinero a diferentes horizontes.<sup>12</sup> Por lo tanto, se estimaron mode-

<sup>11</sup> Es claro que se está incurriendo en una imprecisión respecto a la interpretación de los resultados de las pruebas de Granger mostradas en el cuadro 4, ya que el enunciado correcto es el siguiente: en general se rechaza la hipótesis de que los aumentos en la restricción monetaria no causan a las primas de plazo. Sin embargo, esto se hace así para evitar negaciones dobles y agilizar la lectura.

<sup>12</sup> No debe confundirse eficacia con eficiencia de las acciones de política monetaria. Las primeras se refieren únicamente a la efectividad para ocasionar un incremento en el nivel de tasas cuando así lo pretende el banco central. La eficiencia se refiere a los costos y beneficios derivados de las influencias de tales acciones sobre los niveles de tasas.

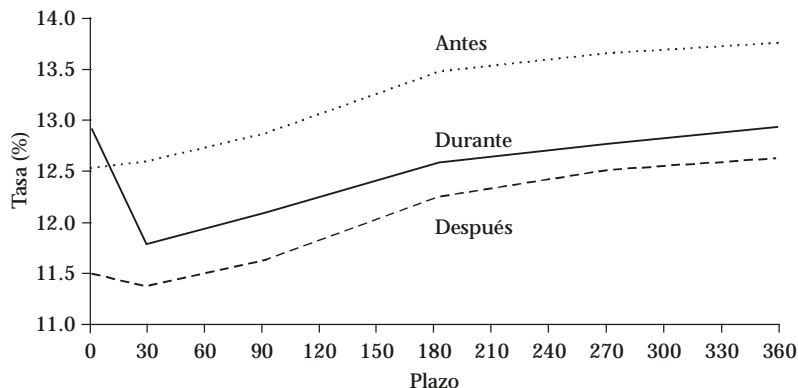
**GRÁFICA II.** CURVA CERO GUBERNAMENTAL: AUMENTO RESTRICCIÓN, 23 DE SEPTIEMBRE DE 2002



los autorregresivos sin estructura en los cuales se introdujeron variables predictivas (independientes o explicativas) financieras como las expectativas de inflación, la percepción de riesgo país, el tipo de cambio y su volatilidad esperada y las señales de política monetaria del Banco de México.

La principal ventaja de utilizar estas técnicas econométricas radica en que son la mejor manera de “permitir que los datos hablen” por sí mismos, de modo que al usar modelos autorregresivos se maximizan las posibilidades de cuantificar correctamente los efectos del corto sobre la volatilidad de las tasas. Por otro lado, en el período de muestra hubo cambios importantes en el funcionamiento de los mercados financieros en México por lo que resulta difícil justificar el empleo de otros modelos con mayor estructura.

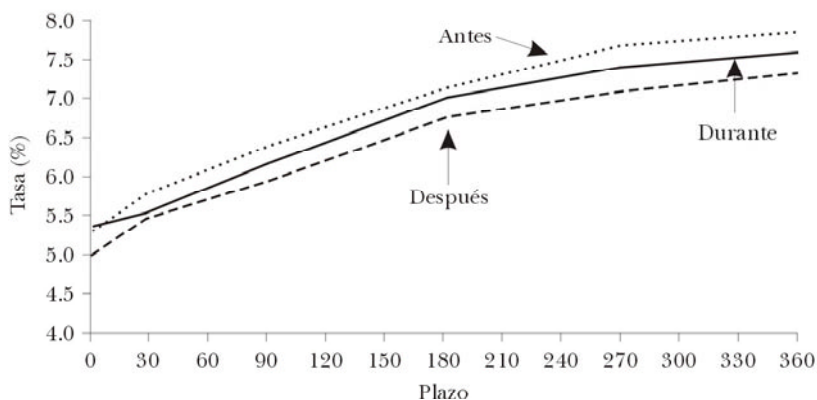
**GRÁFICA III.** CURVA CERO GUBERNAMENTAL: DISMINUCIÓN RESTRICCIÓN, 18 DE MAYO DE 2001





Específicamente, se estudiaron las siguientes variables de respuesta (dependientes): *i*) los cambios en la pendiente de la curva cero soberana; *ii*) los desplazamientos hacia arriba o abajo de esta estructura de tasas; y *iii*) el comportamiento de los diferenciales entre las curvas cero bancaria y soberana.

**GRÁFICA IV.** CURVA CERO GUBERNAMENTAL: DISMINUCIÓN RESTRICCIÓN, 14 DE ABRIL DE 2002



En cada caso se escogió el mejor modelo tanto en sentido estadístico como económico. Los criterios estadísticos consistieron en examinar los correlogramas y las funciones de autocorrelación (como guías sobre la forma autorregresiva de las ecuaciones), el estadístico de Akaike<sup>13</sup> (para decidir el número adecuado de rezagos), los residuales (para comprobar que su autocorrelación fuera mínima y en los casos en que tenía sentido se compararon usaron los estadísticos Durbin-Watson) y los valores de las funciones de verosimilitud (como último criterio de desempate).

Además para evitar capturar correlaciones espurias se garantizó que todas las variables usadas fueran estacionarias, empleando las primeras diferencias en vez de la serie original en los casos en que no se rechazó la hipótesis sobre la existencia de una raíz unitaria. Estas pruebas se hicieron con la estrategia de “arriba hacia abajo” descrita en el apéndice 1. Finalmente, los modelos también se escogieron de manera que los coeficientes autorregresivos estimados reflejaran el hecho de que la serie es estacionaria.<sup>14</sup>

<sup>13</sup> Conocido como el “criterio de información de Akaike”.

<sup>14</sup> A pesar de que las pruebas de estacionaridad de las variables de respuesta muestren que son de orden  $I(0)$ , podría ocurrir que al estimar un modelo AR(1) el

Cabe comentar que una razón económica para usar variables *dummy*, en vez de niveles (o cambios), para el corto es que los intermediarios financieros han interpretado los cambios en la variables instrumental del Banco de México principalmente como señales.

La primera hipótesis estudiada consiste en ver si controlando la influencia de otras variables, la prima de plazo disminuye cuando el Banco de México aprieta y viceversa.<sup>15</sup> Los resultados de las estimaciones para las primas de plazo a 28, 91, 182 y 360 días se muestran en el cuadro 5. La columna de la izquierda contiene los nombres de las variables predictivas, mientras que en las restantes se encuentran los coeficientes estimados de cada ecuación. Los números entre corchetes son las estadísticas *t* de los parámetros estimados y el símbolo " $\Delta$ " que antecede a algunas variables denota la primera diferencia de la serie.

Obsérvese que ninguna constante es significativa, pero de haberlo sido hubiera podido explicarse por alguna combinación de los cuatro factores antes mencionados que contribuyen a que la prima de plazo sea positiva, excepto para los 91 días cuyo signo es negativo.

El principal resultado de estas estimaciones es que las señales para aflojar no han influido significativamente sobre la pendiente de la estructura de tasas, mientras que los apretones sí. En este último caso los efectos sobre la pendiente son mayores para primas de plazo con horizontes más largos. Sin embargo, los efectos de los apretones no son estadísticamente significativos para la prima de plazo a 28 días, lo cual indica que la tasa de CETES con ese horizonte está altamente correlacionada con el fondeo.

Durante el período de análisis se presentaron pocas instancias en que el Banco de México aflojó, lo cual puede explicar la no-significancia del efecto de la variable *dummy* correspondiente. Una posible razón financiera de lo anterior es que las autoridades monetarias tal vez estuvieron concentradas en disminuir el ritmo acelerado con que las tasas de interés nominales y reales descendían durante el período de estudio, para lo cual no era necesario disminuir el corto, sino por el contrario aumentarlo cuando las tasas caían rápidamente.

---

intervalo de confianza al 95% del coeficiente autorregresivo incluyera a la unidad. En las estimaciones se cuidó que este no fuera el caso, verificando que los coeficientes autorregresivos estimados estuvieran al menos dos desviaciones estándar alejadas de la unidad.

<sup>15</sup> Independientemente de si dicho diferencial es positivo o negativo, la hipótesis es que éste disminuye o aumenta según las autoridades envíen señales para apretar o aflojar, respectivamente.

**CUADRO 5.** RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE LOS MODELOS AUTOREGRESIVOS PARA LAS PRIMAS DE PLAZO

Variables pre- dictivas	Variables de respuesta			
	$CETES_t^{28} - FG_t$	$CETES_t^{91} - FG_t$	$CETES_t^{182} - FG_t$	$CETES_t^{360} - FG_t$
CONSTANTE	0.40 [ 0.82]	-0.20 [-0.52]	0.58 [ 1.27]	0.30 [ 0.78]
$CETES_{t-1}^p - FG_{t-1}$	0.48 [ 7.04]	0.56 [ 8.37]	0.67 [ 11.0]	0.76 [ 13.8]
$CETES_{t-4}^p - FG_{t-4}$	0.23 [ 3.64]	0.13 [ 2.16]	0.15 [ 2.78]	0.13 [ 2.73]
$D\_AFLOJA_t$	-0.34 [-0.54]	-0.45 [-0.65]	-0.43 [-0.56]	-0.23 [-0.30]
$D\_AFLOJA_{t-1}$	0.37 [ 0.99]	0.31 [ 0.77]	0.43 [ 0.94]	0.85 [ 1.88]
$D\_APRIETA_t$	-0.10 [-0.48]	-0.53 [-2.26]	-1.02 [-3.96]	-1.19 [-4.51]
$D\_APRIETA_{t-1}$	-0.25 [-1.12]	-0.51 [-2.11]	-0.60 [-2.23]	-0.67 [-2.38]
$\Delta FIX_t$	-0.77 [-1.51]	0.29 [ 0.52]	-0.39 [-0.65]	-0.84 [-1.36]
$\Delta FIX_{t-4}$	1.04 [ 2.27]	1.33 [ 2.63]	1.31 [ 2.37]	1.37 [ 2.41]
$M\_CETES_t^{2-3}$	-0.58 [-1.28]	0.31 [ 1.88]	-0.37 [-1.15]	-0.19 [-0.71]
$INF_t^p$	-0.07 [-0.47]	0.13 [ 1.68]	0.07 [ 1.24]	0.00 [-0.07]
$R\_PAIS_t$	0.42 [ 2.15]	0.45 [ 2.00]	0.42 [ 1.70]	0.39 [ 1.58]
$R\_PAIS_{t-2}$	-0.40 [-2.11]	-0.37 [-1.72]	-0.42 [-1.85]	-0.41 [-1.75]
$D_{11/99}_t$	-0.48 [-1.44]	-0.53 [-1.34]	-1.00 [-2.41]	-1.06 [-2.53]
$VFIX_t^p$	0.00 [-0.08]	-0.03 [-0.85]	-0.02 [-0.49]	0.02 [ 0.27]
Obs. incluidas	171	171	171	171
$R^2$ Ajustada	0.38	0.41	0.62	0.76
Estadístico $F$	8.54	9.33	20.65	38.78
Desv. est.	0.78	0.88	1.20	1.54
Variable Respuesta				

**CUADRO 6.** RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE LOS MODELOS AUTOREGRESIVOS PARA LOS CAMBIOS INTERTEMPORALES DE LA CURVA CERO SOBERANA

Variables predictivas	Variables de respuesta			
	$\Delta CETE_t^{28}$	$\Delta CETE_t^{91}$	$\Delta CETE_t^{182}$	$\Delta CETE_t^{360}$
CONSTANTE	-0.27 [-0.46]	-0.18 [-3.08]	0.15 [0.60]	-0.06 [-0.37]
$\Delta CETE_{t-1}^P$	0.00 [0.01]	-0.13 [-2.0]	-0.28 [-5.30]	-0.29 [-5.46]
$D\_AFLOJA_t$	-0.81 [-1.27]	-0.79 [-2.03]	-1.05 [-1.99]	-0.82 [-1.79]
$D\_AFLOJA_{t-2}$	-0.41 [-0.79]	-0.15 [-0.48]	-0.52 [-1.22]	-0.45 [-1.20]
$D\_APRIETA_t$	0.62 [2.14]	0.55 [2.83]	0.01 [0.04]	0.05 [0.21]
$D\_APRIETA_{t-2}$	0.71 [2.91]	0.05 [0.29]	0.20 [0.97]	0.16 [0.88]
$\Delta FIX_t$	1.17 [1.62]	2.39 [4.80]	0.69 [1.19]	0.72 [1.42]
$\Delta FIX_{t-1}$	1.31 [1.92]	1.28 [2.71]	1.42 [2.43]	1.20 [2.39]
$M\_CETES_t^{R-S}$	0.16 [0.26]	0.10 [0.87]	-0.20 [-0.75]	0.04 [0.19]
$\Delta INF_t^P$	0.02 [0.12]	0.17 [1.64]	0.92 [2.29]	0.88 [2.51]
$R\_PAIS_t$	1.15 [4.29]	0.64 [2.86]	1.29 [5.83]	1.47 [7.67]
$R\_PAIS_{t-1}$	0.57 [2.09]	-0.14 [-0.63]	1.04 [4.51]	0.91 [4.34]
$\Delta VFIX_t^P$	0.34 [6.89]	0.04 [0.53]	0.52 [10.36]	0.48 [10.92]
Obs. Incluidas	190	183	198	198
$R^2$ Ajustada	0.60	0.34	0.73	0.76
Estadístico $F$	25.74	8.86	45.27	51.65
Dev. est.	1.39	0.66	1.40	1.29
Variable Respuesta				

Respecto a los coeficientes de otras variables cabe comentar, por ejemplo, que la depreciación del tipo de cambio ha presionado más a las tasas de largo plazo que al fondeo, lo cual posiblemente se explica por el elevado “traspaso” del tipo de cambio sobre la inflación que se observaba en México hasta fechas recientes (incluyendo el período analizado), de modo que las tasas reales de largo plazo debieron ajustarse más que las de corto.<sup>16</sup>

La percepción de riesgo país generó cambios en la pendiente de la estructura de tasas desde 28 hasta 91 días de plazo, aunque después de un tiempo estos cambios casi se revirtieron por completo. Por otro lado, en el mes de noviembre de 1999 las tasas de fondeo subieron más que las de largo plazo, probablemente como consecuencia del aprovisionamiento de efectivo alrededor de la transición al año 2000.

De los valores de los coeficientes de determinación ajustados ( $R^2$ ) y de las desviaciones estándar de cada variable de respuesta, se concluye que los diferenciales son más autónomos mientras menor sea el plazo. Esto es así ya que los ajustes son mejores para variables de respuesta con horizontes mayores aún cuando éstas son más volátiles.

En resumen, las estimaciones anteriores indican que las señales de política monetaria han tenido efectos asimétricos cuando se afloja y cuando se aprieta y que las tasas de corto plazo han reaccionado en mayor magnitud que las de largo plazo a estas acciones, esto último tal como se esperaba.

La segunda hipótesis consiste en examinar si la curva cero soberana se desplaza hacia arriba (toda la estructura de tasas) cuando el Banco de México aprieta y hacia abajo cuando afloja. Los resultados de las estimaciones se muestran en el cuadro 6, la cual está organizada con la misma lógica que la anterior.

Nótese que a través de estas estimaciones se obtiene información sobre los cambios en los niveles de tasas para cada plazo, lo cual sirve de complemento al modelo sobre las primas de plazo. El poder explicativo de los ajustes del cuadro 6 es mayor que el del cuadro 5, aún cuando las diferencias intertemporales de tasas son variables de respuesta con mayores varianzas que las primas de plazo.

Las estimaciones del cuadro 6 muestran que cuando el banco

<sup>16</sup> Véase Conesa (1998) para conocer un análisis del “traspaso” del tipo de cambio sobre la inflación en México hasta 1998. Vale la pena notar que el consenso actual entre los intermediarios financieros es que el traspaso se ha reducido de manera importante, aunque esto no ha sido aún documentado formalmente.

central ha aflojado se ha ocasionado un descenso estadísticamente significativo para los rendimientos con plazos entre 3 y 6 meses, pero no para los rendimientos con plazos de 28 o de 360 días. Por otro lado, las señales para apretar han causado un aumento estadísticamente significativo en los rendimientos de corto plazo, pero no en lo de largo plazo, lo cual contribuye a aplanar la estructura de tasas cuando esta es “normal” o para hacer la pendiente más negativa cuando la curva ya está invertida.

Nótese que de acuerdo con este modelo la depreciación cambiaria, el aumento de la volatilidad esperada del tipo de cambio y los deterioros en la percepción de riesgo país, han ocasionado alzas de la estructura de tasas completa.

Por otro lado, un incremento en la inflación esperada también propicia aumentos en los retornos de los plazos más largos, específicamente entre 6 meses y 1 año. Esto debe corresponder a ajustes sobre las tasas esperadas reales del mercado ante escenarios inflacionarios.

Los estimadores de este modelo son consistentes con los resultados del cuadro 5 y los amplían en el sentido de que para algunos plazos el modelo del cuadro 6 sí se captura un descenso de tasas estadísticamente significativo cuando el banco central afloja. Además otras variables financieras también resultan significativas y en todos los casos los efectos que ejercen sobre las tasas son los que económicamente se esperarían.

La tercera y última hipótesis estudiada en este trabajo consiste en analizar la dirección en que se afecta el diferencial entre las curvas cero bancaria y la soberana, controlando la influencia de otras variables, cuando el Banco de México aprieta y afloja. Las estimaciones se muestran en el cuadro 7, la cual está organizada igual que las 2 anteriores. Los espacios en blanco en el cuadro indican que la variable predictiva no se incluyó en el modelo.

Lo más importante por comentar sobre estos resultados es que las señales de política monetaria, tanto para apretar como para aflojar, no amplían el diferencial entre las curvas cero bancaria y soberana. No es obvio que así deba ser, pues por ejemplo, ante escenarios de mayor incertidumbre de inflación o mayor inestabilidad de los mercados financieros, anticipados implícitamente en las acciones del banco central, el riesgo de crédito privado podría deteriorarse haciendo más atractivos los instrumentos gubernamentales y aumentando dicho diferencial, lo cual podría ocurrir además con diferentes intensidades para cada plazo.

Nótese que para plazo a 28 días la depreciación cambiaria, la volatilidad esperada del tipo de cambio y la inflación esperada,

**CUADRO 7.** RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE LOS MODELOS AUTOREGRESIVOS PARA LOS DIFERENCIALES ENTRE LAS CURVAS CERO BANCARIA Y SOBERANA

<i>Variables predic- tivas</i>	<i>Variables de respuesta</i>			
	$BAN_t^{28} - CETE_t^{28}$	$BAN_t^{91} - CETE_t^{91}$	$BAN_t^{182} - CETE_t^{182}$	$BAN_t^{360} - CETE_t^{360}$
CONSTANTE	0.02 [ 0.07]	-0.07 [-0.56]	0.33 [1.75]	-0.05 [-0.42]
$BAN_t^p - CETE_t^p$	0.67 [ 10.8]	0.79 [ 14.00]	0.66 [ 9.99]	0.65 [ 10.00]
$BAN_{t-3}^p - CETE_{t-3}^p$	0.16 [ 2.66]	0.11 [ 1.93]	0.14 [ 2.00]	0.06 [ 0.92]
$D\_AFLOJA_t$	-0.15 [-0.70]	0.01 [ 0.03]	0.05 [ 0.28]	0.02 [ 0.10]
$D\_AFLOJA_{t-1}$	-0.09 [-0.33]	0.26 [ 1.44]	0.05 [ 0.24]	-0.25 [-1.10]
$D\_APRIETA_t$	0.05 [ 0.47]	0.04 [ 0.42]	0.11 [ 1.07]	0.02 [ 0.14]
$D\_APRIETA_{t-1}$	-0.15 [-1.32]	0.01 [ 0.08]	-0.08 [-0.84]	0.09 [ 0.91]
$\Delta FIX_t$	1.04 [ 3.65]	-0.10 [-0.58]	0.38 [ 1.75]	0.10 [ 0.52]
$M\_CETES_t^{R-S}$	-0.11 [-0.42]	-0.08 [-1.37]	-0.01 [-0.04]	0.19 [ 1.89]
$INF_{t-2}^p$	0.16 [ 2.01]	0.01 [ 0.44]	0.12 [ 1.03]	0.06 [ 3.74]
$R\_PAIS_t$	-0.08 [-0.72]	0.01 [ 0.26]	0.05 [ 2.01]	-0.26 [-2.75]
$R\_PAIS_{t-1}$	0.06 [ 0.51]		-0.20 [-2.27]	0.21 [ 2.08]
$R\_PAIS_{t-2}$			0.23 [ 2.75]	
$D\_11/99_t$	0.05 [ 0.26]	-0.28 [-2.04]	-0.20 [-1.35]	0.21 [ 1.27]
$VFIX_t^p$	0.03 [ 2.06]	0.01 [ 0.66]	0.01 [ 0.37]	0.18 [ 7.84]
$VFIX_{t-1}^p$				-0.19 [-8.79]
Obs. Incluidas	198	177	167	190
$R^2$ Ajustada	0.85	0.88	0.86	0.84
Estadístico $F$	83.74	108.37	74.17	71.93
Desv. Est.	0.91	0.70	0.71	0.79
Variable Respuesta				

las tres variables afectan más a la curva bancaria que a la soberana, ocasionando que este diferencial se amplíe. Por otro lado, para los plazos entre 182 y 360 días la percepción de riesgo país y la volatilidad esperada del tipo de cambio tienen influencias netas casi nulas.

Estas estimaciones también tienen coeficientes de determinación elevados, debido en parte a que las varianzas de las variables de respuesta son pequeñas. El comportamiento autorregresivo es más importante en este modelo que en los anteriores, ya que en este caso la mayor parte de las variables predictivas no son estadísticamente significativas.

#### IV. CONCLUSIONES FINALES

En este trabajo se han estudiado los efectos que las señales de política monetaria tuvieron sobre las estructuras de tasas en México durante el período que abarca de enero de 1998 a diciembre de 2002. Este objetivo cobra relevancia si se considera que la variable instrumental del banco central consiste en enviar señales al mercado para que los participantes realicen los ajustes en los niveles de tasas. En otras palabras, en el caso de México la utilización del objetivo de saldos como variable instrumental sólo indica al mercado la dirección, pero no la magnitud en que se deben ajustar los niveles de tasas.

Los principales resultados encontrados con los modelos anteriores son los siguientes:

- Las señales de política monetaria del Banco de México han tenido efectos asimétricos sobre la pendiente de la curva de tasas cuando este instituto central aprieta y cuando afloja, siendo no-significativo estadísticamente en el segundo caso.
- Las tasas de corto plazo aumentan en mayor magnitud que las de largo plazo como respuesta a las señales para restringir las condiciones monetarias. Este resultado está en línea con la forma en que otros bancos centrales alteran el costo del dinero, pero en lo cuales las autoridades fijan directamente un nivel para su tasa objetivo.
- Cuando para cada madurez se estudian los cambios en los niveles de tasas, se observan incrementos estadísticamente significativos en los rendimientos de corto plazo si el banco central aprieta, pero no se observan decrementos significativos cuando



afloja. Sin embargo, para plazos intermedios se aprecian decrecimientos significativos cuando afloja, pero no se aprecian incrementos significativos cuando aprieta.

- Parte de la volatilidad de las tasas de interés también puede ser explicada por otras variables financieras como son la percepción de riesgo país, las expectativas de inflación, la depreciación cambiaria y la volatilidad esperada del tipo de cambio. Vale la pena recalcar que en todas las estimaciones los signos de las variables predictivas que resultaron estadísticamente significativas tuvieron los signos que con argumentos económicos se anticiparían.

- Finalmente, no se encontró evidencia que indique que la curva de instrumentos privados sea más sensible a las señales de política monetaria que la curva gubernamental. Se observó que la inflación esperada, el deterioro de la percepción de riesgo país y la volatilidad esperada del tipo de cambio, tienen efectos netos casi nulos sobre el diferencial de rendimientos bancario y gubernamental para todos los plazos, excepto para el de 28 días, para el cual la depreciación cambiaria y la inflación esperada contribuyeron a agrandarlo.

## Apéndice 1

### PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Para aplicar las pruebas de raíz unitaria ADF primero se especificó el número de rezagos de la variable analizada de manera que se minimizara la autocorrelación de los residuales. Posteriormente se siguió la estrategia de “arriba hacia abajo” (“top-down strategy”) descrita en Peter Kennedy (2001). Dicha estrategia consiste en realizar secuencialmente la prueba ADF de manera que los estadísticos calculados se comparen contra los valores críticos de sus verdaderas distribuciones y de esta forma se pueda llegar a una conclusión correcta sobre la estacionariedad de la serie.

A manera de ilustración se muestra la secuencia a seguir: el primer paso para probar si  $y_t$  es estacionaria, es decir, es  $I(0)$ , es estimar la siguiente regresión:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \cdot t + \delta \cdot y_{t-1} + \sum_s^n \theta_s \cdot \Delta y_{t-s}$$

El valor de  $n$  debe ser tal que se elimine al máximo la autocorrelación de los residuales, pues de otra forma el estadístico ADF rechazará más frecuentemente de lo que debería la hipótesis de existencia de raíz unitaria. Cuando el estadístico ADF obtenido con esta regresión indica que se rechaza la hipótesis nula (existencia de una raíz unitaria), entonces se concluye que la serie es  $I(0)$ . En caso contrario, se examina si  $\delta$  es significativamente distinto de cero, usando una distribución normal, condicional a que  $\beta$  sea significativamente distinto de cero. Si  $\delta \neq 0$  se concluye que la serie es  $I(0)$ , mientras que en el caso contrario la serie es  $I(1)$ . Cuando  $\beta$  no es distinto de cero, se realiza el segundo paso de la prueba que consiste en estimar la siguiente regresión:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta \cdot y_{t-1} + \sum_s^n \theta_s \cdot \Delta y_{t-s}$$

Si el estadístico ADF obtenido con esta regresión indica que se rechaza la hipótesis nula (existencia de raíz unitaria), entonces se concluye que la serie es  $I(0)$ . En caso contrario se examina si  $\delta$  es significativamente distinto de cero, usando una distribución normal, condicional a que  $\alpha$  sea significativamente distinto de cero. Si  $\alpha \neq 0$  se concluye que la serie es  $I(0)$  o de lo contrario es  $I(1)$ . Cuando  $\alpha$  no es distinto de cero se realiza el tercer y último paso de la prueba que consiste en aceptar o rechazar la hipótesis nula (existencia de raíz unitaria) con el valor del estadístico ADF obtenido de la regresión que señalamos a continuación:

$$\Delta y_t = \delta \cdot y_{t-1} + \sum_s^n \theta_s \cdot \Delta y_{t-s}$$

En caso de existir una raíz unitaria se deben aplicar los pasos anteriores para probar si  $\Delta y_t$  es  $I(0)$  y así sucesivamente hasta conocer el grado más pequeño de diferenciación de la serie que sí es estacionaria. La importancia de conocer el grado de integración de la serie radica en que en modelos autorregresivos los coeficientes de las variables no estacionarias pueden capturar correlaciones espurias.

En el cuadro 2 se muestran las pruebas de raíz unitaria ADF, siguiendo la estrategia de arriba hacia abajo, para series seleccionadas. En dicho cuadro se reportan el orden de integración de las variables, el nivel de significancia al que la prueba rechaza la hipótesis de existencia de raíz unitaria, así como la forma de la regresión con que se alcanzó esta conclusión. Obsérvese

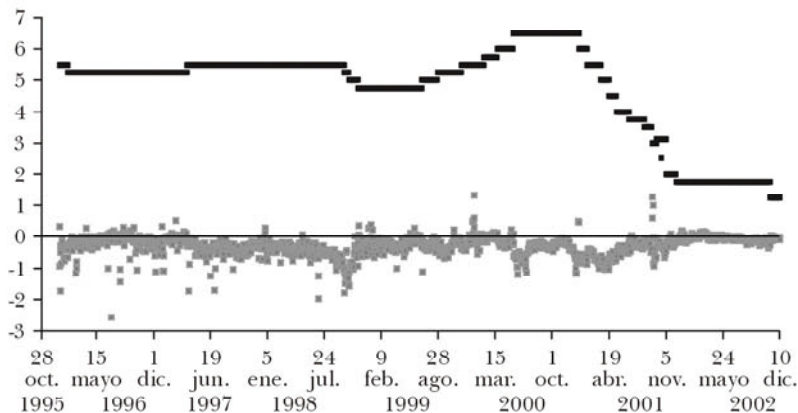
que todas las series mostradas son  $I(0)$ , excepto por el tipo de cambio FIX que es  $I(1)$ .

## Apéndice 2

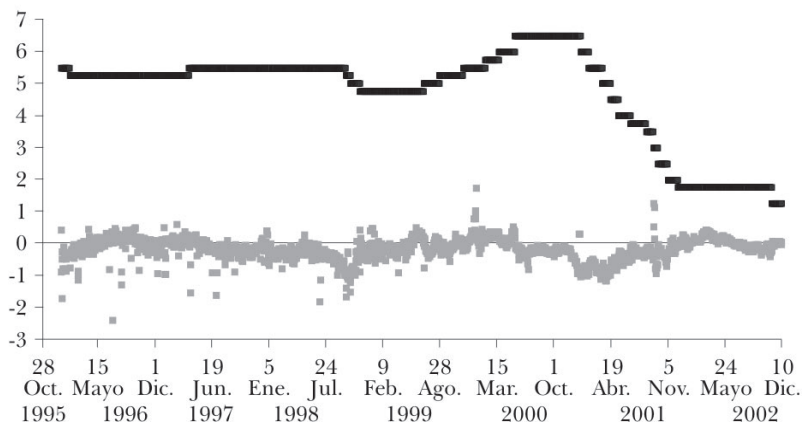
### INSPECCIÓN VISUAL DE CORRELACIÓN ENTRE LAS PRIMAS DE PLAZO DE LOS INSTRUMENTOS DEL TESORO DE ESTADOS UNIDOS Y LOS FONDOS FEDERALES OBJETIVO

En las gráficas A.I-A.III se muestran la serie de las tasas de FF objetivos (líneas sólidas) y las primas de plazo (series punteadas) de 3 meses, 12 meses y 10 años respectivamente. En estas gráficas se aprecia que la prima de plazo de 3 meses es casi constante mientras que la prima de plazo de 10 años es casi una imagen espejo del comportamiento de los FF objetivos. Lo anterior se debe a que la tasa de los instrumentos del tesoro a 3 meses se mueve casi a la par que los FF, mientras que las tasas de los instrumentos a 10 años son prácticamente independientes de los FF. Esto ocasiona que mientras más largo sea el horizonte de la prima de plazo mayor será su sensibilidad a las señales de política monetaria.

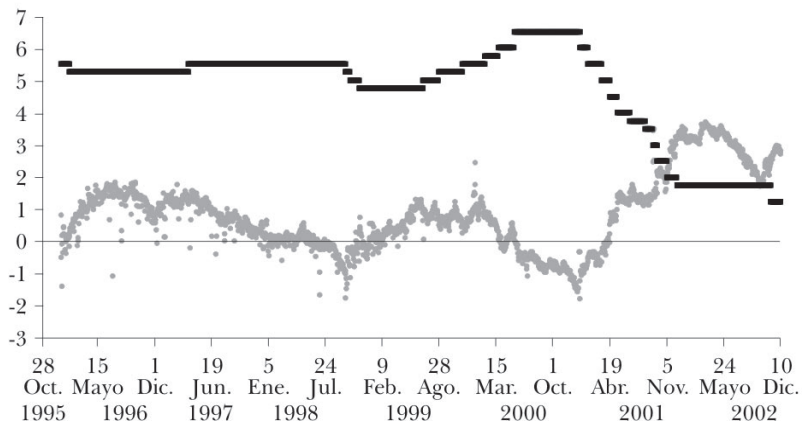
GRÁFICA A. I. DIFERENCIAL *TREASURY BILL* DE 3 MESES - FONDOS FEDERALES Y OBJETIVO DE LOS FONDOS FEDERALES, 1995-2002



**GRÁFICA A.II.** DIFERENCIAL TREASURY BILL DE 6 MESES - FONDOS FEDERALES Y OBJETIVO DE LOS FONDOS FEDERALES, 1995-2002



**GRÁFICA A.III.** DIFERENCIAL TREASURY NOTE DE 10 AÑOS - FONDOS FEDERALES Y OBJETIVO DE LOS FONDOS FEDERALES, 1995-2002



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Castellanos, S. Gabriela (2000), *El efecto del "corto" sobre la estructura de tasas de interés*, Banco de México, junio (Doc. de Investigación, n° 2000-1); impreso en *Monetaria*, vol. XXV, n° 2, abril-junio, 2002, pp. 161-204.
- Cohen, Benjamin H. (1999), "Monetary policy procedures and volatility transmission along the yield curve", publicación de Committee on the Global Financial System (CGFS).
- Conesa Labastida, Andrés (1998), *Pass-through del tipo de cambio y del salario: teoría y evidencia para la industria manufacturera en*

- México, Banco de México, septiembre (Doc. de Investigación).
- Fama, Eugene F. (1976), "Forward rates as predictors of future spot rates", *Journal of Financial Economics*, 3, pp. 361-77.
- Gil Díaz, F. (1997), "Canales de transmisión de la política monetaria", *Gaceta de Economía* (ITAM), suplemento de otoño, año 3, n° 5.
- Kennedy, P. (2001), *A Guide to Econometrics*, 2a ed., The MIT Press.
- O'Dogerty, Pascual (1997), "La instrumentación de la política monetaria por el banco central", *Gaceta de Economía* (ITAM), suplemento de otoño, año 3, n° 5.

***Sharon Kozicki***

# ¿De qué forma afectan las revisiones de datos a la evaluación y conducción de la política monetaria?

## I. INTRODUCCIÓN

Muchas series de datos económicos se revisan a medida que se dispone de información más comprensiva y que mejoran las metodologías. Aún los datos disponibles más recientes son inciertos, y en determinado momento, la información histórica puede reemplazarse por observaciones medidas de manera más precisa. Debido a que las decisiones de política monetaria se toman observando el estado de la economía, la incertidumbre

*Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo de S. Kozicki, vicepresidenta y economista, del Banco Federal de Reserva de la Ciudad de Kansas, del original en inglés aparecido en Economic Review, vol. 89, n° 1, del primer trimestre de 2004, pp. 5-38. Matthew Cardillo, economista asistente del mismo banco, contribuyó a la preparación del texto. La autora agradece especialmente a Bob Arnold, de la Oficina del Presupuesto del Congreso (CBO) por proporcionarle estimaciones hechas por dicha Oficina en tiempo real de NAIRU (siglas en inglés correspondientes a “tasa de desempleo no aceleradora de los precios”) y el PIB real potencial. Francis Horvath del Despacho de Estadísticas Laborales aportó información sobre revisiones de estadísticas sobre empleo y desempleo. Este trabajo, así como un conjunto de datos en tiempo real que contienen cálculos CBO sobre producto potencial y NAIRU están disponibles en la página web del banco en: [www.kc.frb.org](http://www.kc.frb.org). (Nota del editor de Economic Review: algunas versiones anteriores de este artículo, que aparecieron en la página web de la revista tenían errores editoriales. Esta versión, al igual que la que aparece en la edición de la revista del primer trimestre de 2004, está correcta.)*

de los datos implica la evaluación y la conducción de la política monetaria.

Las revisiones de las series de datos complican la evaluación de las acciones de política históricas. Las acciones de política tomadas basándose en los datos disponibles en ese momento pueden diferir considerablemente con respecto a las recomendaciones que se basan en datos revisados (Orphanides, 2001). Arreglos de política que parecían apropiados al momento de haberse hecho pueden considerarse errores cuando se observan desde el punto de vista de los datos revisados. De esta manera, para comprender las preocupaciones de política en el pasado, es importante conocer los datos que los formuladores de política tenían a la vista en ese momento (Runkle, 1998; Croushore y Stark, 2000).

Una consecuencia relacionada con las revisiones de datos, es que hoy en día los formuladores de política deben tomar decisiones basadas en datos que se sabe que son medidas inconsistentes (*noisy*) o imprecisas de la actividad. Debido a que hay series de datos diferentes que se revisan en diversos grados, el hecho de conocer la justificación y las propiedades de las revisiones históricas puede ayudar a los formuladores de políticas a distinguir importantes señales económicas en los datos a partir de las inconsistencias. Los datos sujetos a revisiones pequeñas pueden considerarse como menos inconsistentes (*noises*) y más confiables. Consecuentemente, cuando los formuladores de política toman decisiones pueden escoger asignar una mayor ponderación a esas series.

El artículo se centra en las revisiones de datos que los formuladores de política examinan con frecuencia cuando evalúan las opciones de política monetaria. En tanto que otros estudios han observado el impacto de las revisiones de datos en la política monetaria, este artículo es el primero que examina las implicaciones de política de las revisiones en dos puntos de referencia ampliamente utilizados en materia de uso de recursos: las estimaciones del producto potencial que hace las Oficina del Presupuesto del Congreso (CBO) y la tasa natural de desempleo. El artículo también es el primero en considerar la forma en que las revisiones de datos afectan las decisiones de política a través de cambios en los cálculos de la tasa de interés real de equilibrio.

El artículo encuentra que las revisiones de datos pueden conducir a instancias de arrepentimiento acerca de políticas en los casos en que los datos revisados pueden sugerir que hubieran sido preferibles otras acciones opcionales, a aquéllas que se

tomaron. Basándose en este hallazgo y en análisis de otros estudios, el artículo recomienda hacer que la política sea menos sensible a los indicadores económicos que están sujetos a revisiones amplias. La segunda sección del artículo se dirige a las revisiones de datos que son importantes para los formuladores de política monetaria. La tercera sección revisa la oportunidad y la magnitud de las revisiones históricas sobre un conjunto clave de indicadores importantes de política. La cuarta sección muestra la forma en que las revisiones de datos complican la evaluación y la conducción de la política monetaria. La quinta sección revisa las fortalezas y las debilidades de las propuestas acerca de la forma en que se pueden minimizar las complicaciones de las revisiones de datos cuando se fija la política monetaria.

## II. ¿POR QUÉ IMPORTAN LAS REVISIONES PARA LA POLÍTICA?

La mayor parte de las series de datos macroeconómicos se revisan. A pesar de que los datos financieros, tales como tipos de cambio bilaterales y precios de valores, generalmente no se revisan, las medidas de actividad económica real y los precios agregados, por lo común, sí se revisan. Este artículo analiza las mediciones de actividad de inflación que son representativas de las variables económicas comúnmente encontradas en estudios sobre la conducción de la política monetaria.

La elección de series está impulsada por bibliografía reciente basada en Taylor (1993), quien utiliza reglas de política para recomendar un nivel objetivo para la tasa de fondos federales, apoyándose en la tasa de interés real de equilibrio, que es una medida de actividad económica y de la desviación que tiene la inflación con respecto al objetivo de inflación de los formuladores de política.<sup>1</sup> Tales reglas de política son convenientes para resaltar las implicaciones de la incertidumbre de los datos pero no captan las complicaciones del proceso de la formulación de política real. No obstante, tal como lo argumentan Taylor (1993) y Svensson, las reglas pueden proporcionar útiles puntos de referencia para poder pensar acerca de la política en un mundo complejo.

En el marco de la política monetaria que se acaba de descri-

<sup>1</sup> En tanto que el Sistema Federal de Reserva tiene objetivos a largo plazo para la estabilidad de precios y el crecimiento económico sustentable, no tiene una meta numérica explícita para la inflación.



bir hay dos tipos de revisiones que son importantes: *i*) revisiones a las series de datos “observables”, y *ii*) revisiones a las estimaciones de conceptos económicos hechas a raíz de las revisiones de datos, de la disponibilidad de datos adicionales o de modificaciones a las teorías económicas. Aunque los analistas tienden a pensar que los datos más recientes disponibles son certeros, en realidad esos datos son estimaciones de la verdadera medida del concepto subyacente. Muchas agencias informadoras de datos proporcionan cálculos revisados de las series de datos a medida que obtienen fuentes más completas de datos y mejoran sus técnicas para elaborar su información. Las series de datos presentadas inicialmente pueden por lo tanto considerarse inconsistentes o inciertas si se comparan con las series que se presentan después.

Adicionalmente, algunos conceptos económicos, tales como el producto potencial, la tasa natural de desempleo o la tasa de interés real de equilibrio, no se miden de forma directa y sin embargo desempeñan un papel importante en el proceso de política monetaria. Los cálculos de estas variables económicas no observadas se elaboran con base en la teoría económica y los datos publicados.<sup>2</sup> Las revisiones de los datos publicados generalmente llevan a cálculos revisados de los conceptos económicos. No obstante, se pueden hacer revisiones a medida que se tienen disponibles datos más recientes o a raíz de que se produzcan nuevos avances teóricos.

Este artículo considerará ambos tipos de revisiones. Las series de datos observados que se van a examinar incluyen: el producto interno bruto (PIB), la inflación del índice de precios del PIB, la inflación del índice de precios al consumidor (CPI), y la tasa de desempleo.<sup>3</sup> Los cálculos de otros conceptos económicos que se examinarán incluyen la tasa natural de desempleo, el producto potencial y la tasa de interés real de equilibrio. Toda vez que las revisiones tanto de los datos observables como de las es-

<sup>2</sup> La diferencia entre datos observables y otros conceptos económicos puede parecer muy difícil de distinguir, particularmente desde que los cálculos de conceptos no observables tales como el producto potencial y la tasa natural de desempleo se publican por un organismo gubernamental, la Oficina del Presupuesto del Congreso (CBO). A este respecto, una forma de distinguir entre datos observables y estimaciones de conceptos no observables es la de considerar qué series son las que usan los analistas. Los analistas tienden a utilizar datos observables como los publicados por el gobierno. Sin embargo, algunos analistas prefieren utilizar sus propias estimaciones de datos no observables en lugar de recurrir a los que publica, digamos, la CBO.

<sup>3</sup> Se pretende que las series de datos sean una representativa, pero no exclusiva, lista de las variables económicas generalmente incluidas en estudios sobre la conducción de la política monetaria.

timaciones de los conceptos económicos pueden afectar las recomendaciones de las reglamentaciones de política, dichas revisiones en ambos casos resultan importantes para la evaluación y conducción de la política monetaria.

### III. ¿QUÉ TAN AMPLIAS SON LAS REVISIONES DE DATOS?

Para evaluar la magnitud de las revisiones que deben enfrentar los formuladores de políticas en esta sección, se comparan las diferentes versiones de series de datos. Por el hecho de que los datos se revisan, existen múltiples versiones de la evolución histórica de una variable económica. Se necesita hacer una catalogación cuidadosa para poder seguir la pista de estas diferentes versiones de la historia. De esta forma, esta sección comienza con una introducción a la terminología antes de proceder a un análisis de la magnitud de las revisiones.

#### 1. ¿Qué significa “recolección”?

Las discusiones de las revisiones de datos a menudo son delicadas ya que, cuando los datos se someten a revisión, surgen múltiples versiones de cada observación de una variable económica. El término recolección se utiliza para distinguir entre diferentes versiones de los mismos datos. En particular, la recolección de una serie de datos se refiere a la fecha en la que se tuvo acceso<sup>4</sup> a esa versión de datos.

Debido a que la *última* recolección *disponible* de una serie de datos [los datos de la recolección 2003Q1 (primer trimestre de 2003\*) para fines de este artículo] todavía va a ser revisada, no representa con precisión la información disponible para los formuladores históricamente.<sup>5</sup> Para hacer una evaluación preci-

<sup>4</sup> Por ejemplo, el crecimiento del PIB real durante el primer trimestre de 1977 que se publicó primero fue de 5.2% (tasa anual estacional ajustada) en la publicación previa de abril de 1977, pero se revisó subsecuentemente para ser de: 7.5, 7.3, 8.9, 9.6, 8.9, 5.6, 6.0, 5.3, 4.9 y 5.0% más adelante en 1977 y después durante 1978, 1979, 1980, 1982, 1986, 1991, 1996, 1997 y 2000 respectivamente. (Croushore y Stará, 2000). En este ejemplo, abril de 1977 es la recolección de la presentación previa y durante los años se catalogan diez subsiguientes recolecciones del crecimiento del PIB real para el primer trimestre de 1977.

\* Nota del editor: el término trimestre se designa en esta traducción por medio de la sigla Q (quarter en inglés).

<sup>5</sup> Por ejemplo, aún en el caso de que se excluyeran todas las observaciones posteriores a 1977, un conjunto de datos construido a partir de la última recolección disponible de datos incorporaría versiones a los datos históricos en el caso de obser-

sa de la información disponible para los formuladores de política cuando tomaron sus decisiones, es decir, en tiempo real, es importante utilizar las recolecciones de datos a las que tuvo acceso. De esta forma, las decisiones tomadas en el cuarto trimestre de 1994, por ejemplo, debería suponerse que dependen de la recolección de datos de 1994Q4, en tanto que las decisiones tomadas en el primer trimestre de 2003 deberían depender de la recolección de datos 2003Q1.

Este artículo se centra en 13 diferentes recolecciones de datos: del primer trimestre de 1991 hasta 2003.<sup>6</sup> Estas recolecciones reflejan revisiones del producto potencial y de la tasa natural de desempleo hechas por la Oficina del Presupuesto del Congreso (CBO). Con la excepción de la tasa de interés real de equilibrio, los datos que permanecen se obtuvieron del Conjunto de Datos de tiempo Real para Macroeconomistas disponible en la página web del Banco Federal de Reserva de Filadelfia.<sup>7</sup>

El período que se va a examinar cubre desde el cuarto trimestre de 1987 hasta el final de 2001. Esta muestra se escogió porque se inicia con la designación de Alan Greenspan como presidente del Sistema Federal de Reserva y se extiende a través de las últimas observaciones para las que al menos están disponibles dos recolecciones de datos. Al limitar la muestra a un período en el que una sola persona presidió el Sistema Federal de Reserva es menos probable que el cambio de régimen y sus efectos sobre la especificación de la reglamentación política compliquen el análisis.<sup>8</sup> Sin embargo, la ampliación de la

---

vaciones anteriores al primer trimestre de 1977 que no hubieran estado disponibles en abril de 1977.

<sup>6</sup> A fin de lograr la simplicidad nocional, se hará referencia a las recolecciones sólo mediante el año de la recolección.

<sup>7</sup> Para cada recolección de datos de la CBO, los datos que permanecen del Conjunto de Datos en Tiempo Real para Macroeconomistas se tomaron del conjunto de datos de recolección del mismo trimestre. Esta oportunidad sólo se reconcilia aproximadamente con la oportunidad de información disponible de las otras dos fuentes de datos. La recolección de datos del primer trimestre del Conjunto de Datos en Tiempo Real para Macroeconomistas incluye los cálculos previos de los datos para el cuarto trimestre de la Contabilidad del Producto e Ingreso Nacionales. Sin embargo, mientras que tanto los cálculos previos de los datos de la Contabilidad del Producto e Ingreso Nacionales para el cuarto trimestre como los datos de la CBO se publican en el primer trimestre, la presentación previa de los datos del cuarto trimestre se publica después de los datos de la CBO y no debe haber estado disponible cuando se elaboraron los datos de la CBO.

<sup>8</sup> Judd y Rudebusch estimaron las reglas de Taylor para muestras escogidas por el presidente del Sistema Federal de Reserva y encontraron que su marco captaba exitosamente las diferencias que había en los regímenes de política conforme a los diferentes presidentes.

muestra hacia períodos anteriores no cambiaría cualitativamente los resultados, dado que no están disponibles recolecciones adicionales. La muestra es suficientemente larga como para incluir períodos con experiencias económicas muy diferentes, incluyendo la crisis de la bolsa de valores de 1987, la recesión de 1990-91 y la subsecuente recuperación, la expansión de 1991 a 2001 (la más larga expansión desde 1854), la precipitación de la crisis asiática de 1997, la corrección del índice NASDAQ que empezó en 2000 y la recesión de 2001.

## 2. Medidas de actividad económica

La temática de este artículo se centra en tres medidas de actividad económica frecuentemente usadas en reglamentación política: la brecha del producto, la brecha del desempleo y la desviación del crecimiento del PIB real con respecto al crecimiento potencial.

### *a) La brecha del producto*

En la reglamentación de política popularizada por Taylor (1993), la actividad económica se mide comúnmente por el uso de la brecha del producto, definida como la diferencia porcentual entre PIB real y PIB potencial.<sup>9</sup> Las estimaciones de la brecha del producto se revisan al reexaminar el PIB real, el PIB potencial, o ambos, e históricamente han resultado de tamaño adecuado.<sup>10</sup> Los datos del PIB real están sujetos a un proceso en marcha de revisión que refleja información más completa, nueva fuente de datos, cambios en las definiciones de variables y cambios en metodología (cuadro 1). El PIB potencial no es directamente observable y debe ser calculado. Este artículo examina las propiedades de las estimaciones del PIB potencial que hace la CBO. Las estimaciones de la CBO del PIB potencial pueden revisarse, por ejemplo, al revisarse los datos económicos, al hacerse disponibles nuevas observaciones, o al surgir nuevos hechos en la teoría económica que subyace sus cálculos.<sup>11</sup>

<sup>9</sup> La brecha del producto se elaboró como  $100 * \log [\text{PIB}(t)/\text{PIB}(t) \text{ potencial}]$ .

<sup>10</sup> Orphanides (2003) encontró que las revisiones de las estimaciones del PIB potencial que utiliza el personal ejecutivo y técnico de la Junta de Gobernadores del Sistema Federal de Reserva constituían el principal contribuyente a las revisiones de los cálculos de la brecha de producto hechas por el personal ejecutivo de la Junta.

<sup>11</sup> La CBO estima el potencial PIB como parte de sus esfuerzos de proyección presupuestal. Los detalles de su metodología de estimación se obtienen en CBO (2001).

**CUADRO 1. RESUMEN DE LOS MOMENTOS Y LAS RAZONES PARA LA REALIZACIÓN DE REVISIONES DE DATOS**

<i>Serie de datos (agencia informadora)</i>	<i>Momento de las revisiones</i>	<i>Razón de las revisiones</i>
Los datos de la contabilidad del producto e ingreso nacionales incluyen PIB real y el índice de precios del PIB (Oficina de Análisis Económico)	1 mes después de la presentación (previa) inicial	Información más completa
	2 meses después de la presentación inicial	Información más completa
	Cada mes de julio se revisan los datos de los 3 años anteriores	Se torna disponible información mejor, menos oportunamente
	Todos los datos históricos se revisan cada 5 años aprox. (revisiones de punto de referencia)	Nuevos datos de fuentes, posibles cambios en definiciones de variables con metodología
Tasa de desempleo (Despacho de Estadísticas Laborales)	Ocasionales	Con cambios en población censal (a menudo, pero no siempre asociados con el censo decenal).
	Cada 5 años después de la presentación inicial	Se revisan factores de ajuste estacional ante la disponibilidad de datos adicionales
Índice de precios al consumidor (Despacho de Estadísticas Laborales)	Ocasionales	Para corregir errores de información o errores de programa (Software)
	Cada 5 años después de la presentación inicial	Se revisan factores de ajuste estacional ante la disponibilidad de datos adicionales

El cuadro 2 muestra el promedio de las series desde 1987Q4 hasta 1990Q4 para cada una de las recolecciones de datos. Se escogió esta submuestra por ser la submuestra más larga para la cual se cuenta con datos disponibles para las 13 recolecciones. Las diferencias en los promedios a lo largo de las recolecciones indican que se han hecho grandes y persistentes revisiones de datos. Mediante el uso de una muestra multianual, las revisiones que reflejan, por ejemplo, una variación en el momento de actividad entre trimestres se sacarán del promedio y a las revisiones que afectan predominantemente un solo trimestre se les reducirá su ponderación.

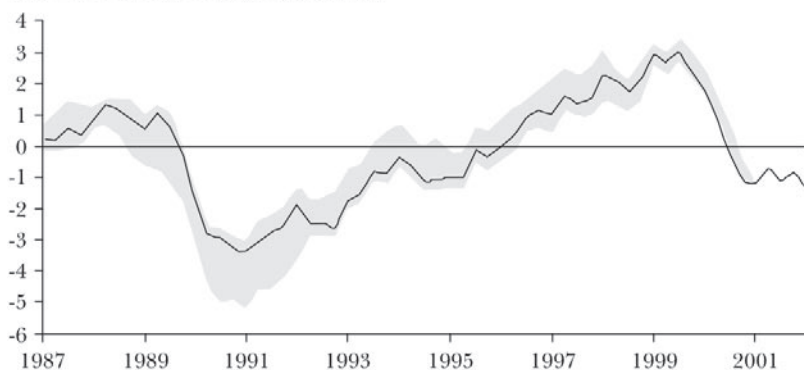
El panorama promedio sobre el estado de la economía en el período que va de 1987Q4 hasta 1990Q4 cambió sustancial-

mente en el tiempo a medida que los datos se revisaban. En 1994, una panorámica retrospectiva de ese período sugiere que en promedio, el PIB real estuvo por debajo del potencial, pero mediante las revisiones de 1998 se modificó el panorama de la historia de forma tal que en promedio el PIB real excedió al potencial en casi 0.7 por ciento.

**CUADRO 2.** UNA COMPARACIÓN DE RECOLECCIONES CON EL PROMEDIO DE 1987Q4 A 1990Q4

<i>Fecha recolección</i>	<i>Medidas de actividad</i>							<i>Inflación</i>		
	<i>Brecha producto</i>	<i>Tasa desempleo</i>	<i>NAIRU</i>	<i>Brecha desempleo</i>	<i>Crec. PIB real</i>	<i>Crec. PIB potencial</i>	<i>Crec. PIB real-crec. potencial</i>	<i>Inflación precios PIB</i>	<i>Inflación CPI</i>	<i>Tasa real de Eq</i>
	1991	.42	5.46	5.46	.00	2.22	2.60	-.38	3.71	4.82
1992	.07	5.46	5.62	-.16	1.93	2.66	-.73	4.06	4.82	2.69
1993	.10	5.46	5.62	-.16	1.80	2.40	-.60	4.22	4.82	2.69
1994	0.20	5.46	5.62	-.16	2.01	2.56	-.55	4.21	4.82	2.56
1995	.25	5.46	5.95	-.49	2.01	2.60	-.59	4.21	4.84	2.65
1996	.01	5.46	5.95	-.49	2.17	2.67	-.50	4.04	4.84	2.55
1997	.35	5.48	5.96	-.48	2.17	2.56	-.39	4.07	4.84	2.94
1998	.71	5.48	5.96	-.48	2.16	2.50	-.34	4.07	4.84	3.29
1999	.67	5.48	5.91	-.43	2.16	2.56	-.40	4.07	4.84	3.43
2000	.46	5.48	5.90	-.42	2.59	3.00	-.41	3.69	4.84	3.55
2001	.41	5.48	5.90	-.42	2.58	2.94	-.36	3.69	4.84	3.18
2002	.48	5.48	5.90	-.42	2.58	2.91	-.33	3.69	4.84	2.90
2003	.46	5.48	5.90	-.42	2.58	2.90	-.32	3.69	4.85	2.90

Un segundo método para evaluar la magnitud de las revisiones consiste en examinar el rango entre recolecciones de los valores reportados para cada trimestre. En general, cuando se hace una comparación de las revisiones de las diferentes series de datos, las series con mayor rango entre recolecciones serán las series sujetas a mayores revisiones y a tener una mayor incertidumbre de medición. La gráfica I muestra una banda que abarca las 13 recolecciones de cálculos de la brecha de producto mediante una línea sólida que muestra la brecha de producto conforme a la última recolección disponible de datos. La banda se estrecha para períodos de tiempo más recientes debido a que, empezando en 1991Q4, cada cuatro trimestres se incorpora

**GRÁFICA I. RANGO DE BRECHAS DE PRODUCTO A LO LARGO DE LAS RECOLECCIONES, 1987-2001 (en porcentaje)**

FUENTE: Oficina de Presupuesto del Congreso. Banco Federal de Reserva de Filadelfia, cálculos de los autores.

**CUADRO 3. RANGO DE LOS DATOS ENTRE RECOLECCIONES**

	<i>Promedio</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
<b>Actividad Económica</b>			
Brecha del producto	1.34	.03	2.39
Brecha de desempleo	.38	.00	.69
Tasa de desempleo	.96	.00	.23
NAIRU	.56	.48	.62
<b>Crecimiento del PIB real</b>			
Crecimiento del PIB potencial (trimestre 4)	.86	.01	2.00
<b>Crecimiento del PIB real</b>			
Crecimiento del PIB potencial (trimestre 1 AR)	1.61	.62	3.27
Crecimiento del PIB real (trimestre 1 AR)	1.54	.48	3.35
Crecimiento del PIB potencial (trimestre 1 AR)	1.29	.52	3.04
Crecimiento del PIB nominal (trimestre 1 AR)	1.39	.45	3.00
<b>Inflación</b>			
Inflación en precios del PIB (trimestre 4)	.44	.04	.81
Inflación en precios el PIB (trimestre 1)	.71	.04	1.76
Inflación del CPI (trimestre 4 AR)	.04	.00	.11
Inflación del CPI (trimestre 1 AR)	.31	.00	.93
<b>Tasa real de equilibrio</b>			
Tasa real de equilibrio	1.34	.27	2.05

NOTAS: Los resultados abarcan de 1987Q4 a 2001Q4. La sigla Q4 se refiere a tasas de crecimiento sobre los cuatro trimestres previos. Trimestre 1AR se refiere al crecimiento sobre el trimestre previo expresado como una tasa anual.

al rango una recolección de datos menos. De ahí que, por ejemplo, desde 1991Q4 hasta 1992Q4, están disponibles 12 recolecciones; de 1997Q4 hasta 1998Q4 sólo están disponibles 6 recolecciones y desde 2001Q4 hasta 2002 Q4 sólo una única recolección está disponible.

El cuadro 3 proporciona algunas estadísticas de tipo resumen acerca del rango histórico cubierto por las recolecciones de datos disponibles.<sup>12</sup> En cada trimestre, el rango que hay entre las recolecciones de la brecha del producto es la altura del área sombreada en la gráfica I; es decir, la diferencia entre el máximo y el mínimo de las recolecciones del valor reportado para este trimestre. Este enfoque para evaluar el tamaño de las revisiones confirma y refuerza los hallazgos del cuadro 2. En particular, las revisiones de los cálculos de la brecha del producto han sido muy grandes. Según la recolección disponible de los datos, los cálculos de la CBO para la brecha del producto difieren por una cantidad tan grande como 2.39 puntos porcentuales.

Aunque grande, el rango de la gráfica I y las estadísticas tipo resumen de los cuadros 2 y 3 pueden subestimar de manera considerable la incertidumbre en la brecha del producto puesto que reflejan de forma relativa experiencia reciente. La gráfica sólo muestra revisiones a los datos a partir del cuarto trimestre de 1987 y para las recolecciones que empiezan en 1991. Orphanides (2003) encontró revisiones tan grandes como de diez puntos porcentuales para cálculos de la brecha del producto en la década de los años setenta cuando hizo comparaciones entre datos en tiempo real con datos de la recolección de 1994.<sup>13</sup>

#### *b) La brecha del desempleo*

La brecha del desempleo definida como la diferencia entre la tasa de desempleo y la tasa natural de desempleo es una medida alternativa de la actividad económica que aparece en algunas especificaciones de reglamentación de política. La noción

<sup>12</sup> El rango promedio puede subestimar el grado de incertidumbre ya que se cuenta con menos recolecciones disponibles de datos para observaciones recientes, puesto que estos datos han estado sujetos a menores revisiones. De hecho, sólo están disponibles dos recolecciones de datos para 2001. El rango mínimo puede aparecer como muy bajo por la misma razón.

<sup>13</sup> Orphanides estudió unos cálculos de la brecha del producto que son diferentes de los que aquí se examinan. Su análisis se basó en cálculos del producto potencial usados por el personal técnico de la Junta de Gobernadores del Sistema Federal de Reserva.



de tasa natural de desempleo que se examina en este artículo es la tasa de desempleo que es consistente con la inflación estable. A menudo se hace referencia a la misma como tasa de desempleo correspondiente a una inflación no acelerante.

Las revisiones que se hagan ya sea a la tasa de desempleo o a los cálculos de la NAIRU, llevan a revisiones de la brecha de desempleo. Lo anterior es importante porque, a pesar de que las revisiones a la tasa de desempleo son muy pequeñas, no es el mismo caso para los cálculos de la NAIRU.<sup>14</sup> El promedio CBO NAIRU para el período 1987Q4 a 1990Q4 difiere en una cantidad casi igual a 0.5 puntos porcentuales y abarcó desde un punto bajo de 5.46 para la recolección de datos de 1991 hasta un punto alto de 5.96 para las recolecciones de datos de 1997 y 1998 (cuadro 2). La brecha de desempleo hereda la incertidumbre que acompaña a las revisiones de la NAIRU (cuadro 3). No obstante, la incertidumbre acerca de la brecha de desempleo es considerablemente menor que la incertidumbre sobre la brecha del producto.

*c) El crecimiento del PIB real menos el crecimiento potencial*

Una tercera medida de la actividad económica que puede utilizarse en la reglamentación de políticas es la desviación del crecimiento potencial.<sup>15</sup> Esta medida de la actividad se revisa cada vez que se revisan el crecimiento del PIB real o el crecimiento potencial. Las grandes revisiones a las tasas de crecimiento del PIB real que se presentan en el cuadro 2 reflejan en primer lugar los efectos de revisiones que sirven de referente que se practicaron en 1991, 1995 y 1999. En el cuadro, las revisiones referentes contribuyen a los grandes saltos entre las tasas de crecimiento promedio que se dieron entre las recolecciones de 1991 y 1992, las recolecciones de 1995 y 1996 y a las de 1999 y 2000.<sup>16</sup>

Cuando las revisiones referentes conducen a grandes cambios en los datos del PIB real durante múltiples trimestres o

<sup>14</sup> Las estimaciones de la NAIRU, que empiezan con la recolección de datos de 1995, se derivan de una estimación econométrica de la curva de Phillips que relaciona el cambio en la inflación con la desviación de la tasa de desempleo y de otros factores tales como el crecimiento de productividad, el choque del precio del petróleo y los controles de precios y salarios (CBO, 1994 y 2001).

<sup>15</sup> Los datos de la recolección de 1991 pertenecen al PNB (producto nacional bruto) más que al PIB real. Los valores anualizados de la tasa de crecimiento trimestrales se calculan como  $(400 * \log [\text{real PIB real } (t) / \text{real PIB } (t-1)])$ .

<sup>16</sup> Cuando se examina un período histórico de recolecciones más largo, las diferencias entre recolecciones pueden ser considerablemente mayores que las reportadas en el cuadro (Croushore y Stara, 2000 y 2001).

años, las estimaciones del producto potencial también tienden a revisarse en la misma dirección. Es más, el efecto de las revisiones de datos sobre la desviación entre ambos productos se atenúa. Tal como se muestra en el cuadro 2, la tasa promedio de crecimiento del PIB potencial desde 1987Q4 hasta 1990Q4 se revisó hacia arriba cerca de 0.4 puntos porcentuales entre 1999 y 2000. Lo anterior coincidía con la revisión referente a los datos NIPA que inducían a registrar un aumento en el crecimiento del PIB real cercano a 0.4 puntos porcentuales. La mayor diferencia entre tasas de crecimiento potencial promedio es de 0.60%, también obtenido mediante la comparación de las recolecciones de datos de 1993 y de 2000. Sin embargo, la diferencia entre las desviaciones entre el crecimiento del PIB real y del crecimiento potencial es de sólo 0.19%, al comparar las mismas dos recolecciones de datos; y la mínima diferencia entre recolecciones es de sólo 0.41%, que se obtiene al comparar las recolecciones de datos de 1992 con las de 2003.

Las revisiones a las tasas anualizadas de crecimiento de un trimestre del PIB real y del producto potencial y la diferencia entre las dos tasas de crecimiento son bastante grandes. Esto es particularmente cierto cuando las revisiones de la tasa de desempleo, de la NAIRU y de la brecha del desempleo (cuadro 3).<sup>17</sup> Sin embargo, toda vez que el crecimiento del PIB real puede ser bastante volátil entre trimestre y trimestre, cuando se utiliza como medida de actividad económica en una reglamentación de política, las tasas de crecimiento se calculan usualmente para cuatro trimestres. Esta es la misma convención que comúnmente se emplea para la inflación (Taylor, 1993). En tanto que la motivación para esta práctica consiste en reducir la variación de trimestre a trimestre en los insumos de la reglamentación de política y en la consecuente recomendación de política, esta práctica también reduce la incertidumbre de datos que se asocia a las revisiones.

### 3. Medidas de inflación

Se someten a examen las revisiones de dos medidas de inflación. Aun cuando las revisiones a la inflación de precios del PIB son mayores que las de la inflación del CPI, la última no necesariamente está sujeta a menor incertidumbre. En general, las re-

<sup>17</sup> Mankiw y Shapiro (1986) ofrecen un análisis de las propiedades de las revisiones del PNB. A pesar de que encuentran que la magnitud de las revisiones del crecimiento del PNB es bastante grande, concluyen que al momento de cada revisión la nueva cifra es generalmente la mejor estimación disponible del valor final.

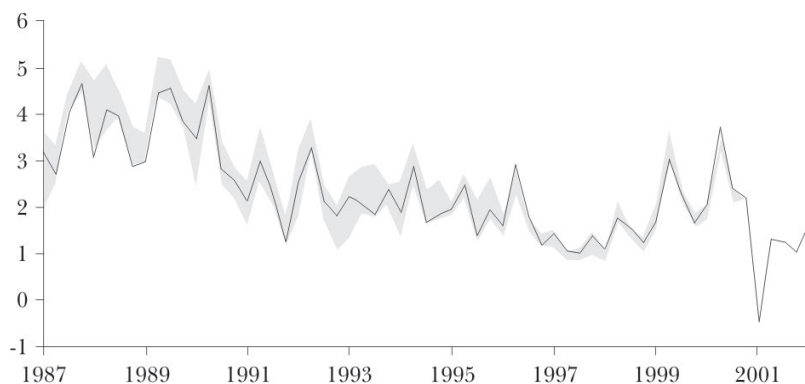
visiones de la inflación, en particular cuando la inflación se mide para cuatro trimestres, son relativamente pequeñas. Si se las compara con las revisiones de la brecha del producto o la desviación del crecimiento del PIB real con respecto al potencial.

#### *a) Inflación de precios del PIB*

El índice de precios del PIB es una de las series en los datos NIPA.<sup>18</sup> Consecuentemente, la inflación de precios del PIB se revisa conforme al mismo calendario que los datos del PIB real (cuadro 1).<sup>19</sup> La gráfica II muestra una banda sombreada que envuelve todas las trece recolecciones de la inflación de precios del PIB. El borde superior de la banda en cada trimestre se define por el máximo a través de todas las recolecciones de la inflación de precios del PIB para ese trimestre (tasa anualizada) y el borde inferior se define por el mínimo. Como referencia, la inflación de precios del PIB, tal como se reporta en la última recolección de datos disponible se sobre monta en la banda.

En promedio, las revisiones a la inflación de precios al PIB son de magnitud comparable, pero van en la dirección opuesta de las revisiones al crecimiento del PIB real (cuadro 2). Sin embargo, las estadísticas sobre el rango entre recolecciones de tasas de inflación de precios del PIB reportadas, sugieren que estas revisiones no son tan grandes como las del crecimiento del

**GRÁFICA II. RANGO DE INFLACIÓN DE PRECIOS DEL PIB A LO LARGO DE VARIAS RECOLECCIONES, 1987-2001 (en porcentaje)**



FUENTE: Banco Federal de Reserva de Filadelfia.

<sup>18</sup> Los datos de la recolección de 1991 son la inflación de precios del PNB y no la inflación de precios del PIB.

<sup>19</sup> Los valores anualizados de tasas de inflación se calculan como  $400 \log [\text{índice de precios } t / \text{índice de precios } (t-1)]$ .

PIB real o las de la brecha del producto (cuadro 3). Además, las implicaciones de las revisiones de la inflación de precios del PIB para la política, se reducen aun más por la práctica común de utilizar la inflación medida para cuatro trimestres, en lugar de la que mide sólo un trimestre, al implementar reglas de política.

### *b) Inflación del CPI*

Para analizar tendencias generales de precios en la economía, el CPI ajustado estacionalmente se prefiere generalmente al CPI no ajustado estacionalmente. Las revisiones a estos datos pueden reflejar correcciones a los datos subyacentes ajustados no estacionalmente, así como factores de ajuste estacional actualizados (cuadro 1).

Toda vez que las revisiones al CPI están muy confinadas a factores estacionales, tienden a promediar cero durante el transcurso de un año.<sup>20</sup> Tal como se muestra en el cuadro 2, a diferencia del caso de la inflación de precios del PIB, la tasa media de inflación del CPI es casi la misma a lo largo de todas las recolecciones. Además de ser pequeña en promedio, la divergencia a lo largo de las recolecciones de la inflación del CPI es mucho más pequeña que las diferencias en la recolección de la inflación de precios del PIB (cuadro 3).

Las observaciones de la tasa de inflación del CPI pueden no ser directamente comparables en el tiempo. Desafortunadamente, con la excepción de cambios debidos a nuevos factores estacionales, los datos históricos del CPI no están muy revisados cuando se analiza la metodología utilizada para elaborar el CPI.<sup>21</sup> Nuevas observaciones se pueden generar utilizando una nueva metodología, pero las observaciones históricas han quedado sin cambios.

En los años noventa, se prestó mucha atención a la existencia de un sesgo positivo probable en las tasas de inflación del CPI

<sup>20</sup> Se hacen revisiones ocasionales para corregir los errores de reporte o errores de programas [Oficina de Estadísticas Laborales (BLS)]. En septiembre de 2000 la BLS revisó datos ajustados no estacionalmente del CPI para el período que va de enero a agosto de 2000 para corregir las implicaciones de errores de programas. Durante los años noventa, sólo se hicieron revisiones siete veces, generalmente para corregir errores de reporte. No obstante, ninguna de estas correcciones condujo a cualquier revisión del Índice de todos los artículos a nivel de Estados Unidos.

<sup>21</sup> Toda vez que hay rechazo en la política y la práctica de la BLS a hacer revisiones del CPI ajustado no estacionalmente cuando abarca períodos grandes en retrospectiva, los cambios orientados a corregir errores, deben ser suficientemente amplios para garantizar su republicación.

que se reportaba y la BLS realizó varios cambios para reducir el tamaño del sesgo. De esa forma, la tasa de inflación del CPI reportada podía haber sugerido una declinación en la inflación, mientras que todo lo que en realidad sucedía era que mejoraban las técnicas de elaboración de datos. Para dar cuenta de dichos cambios metodológicos, los formuladores de políticas podrían querer ajustar el objetivo implícito de inflación, o permitir que su definición implícita del objetivo de estabilidad de precios cambie al hacerlo los ajustes metodológicos.

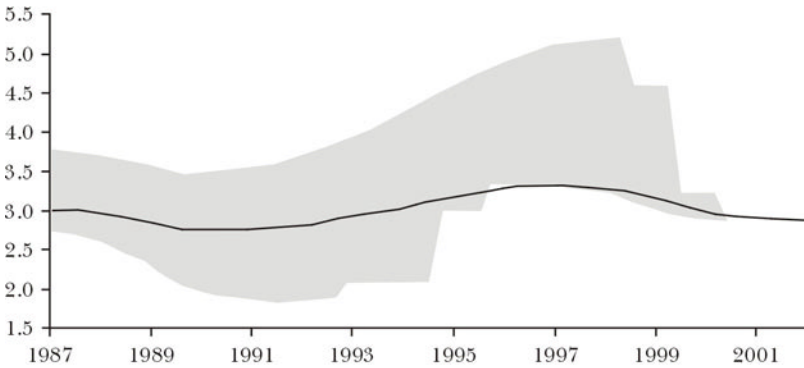
Las investigaciones recientes han encontrado que la tasa de inflación medida hubiera sido 0.45 puntos porcentuales menor en promedio entre 1978 y 1998, si los métodos empleados para calcular el CPI al final del período hubieran estado en uso durante el período completo (Stewart y Reed, 1999). No obstante, dado que se implementaron una serie de cambios durante el período, las diferencias anuales entre el CPI y el método de 1998 para el CPI (la así llamada serie de investigación del índice de precios al consumidor) variaron considerablemente alrededor de una media de 0.45 puntos porcentuales.

#### **4. La tasa real de equilibrio**

La tasa real de equilibrio, o tasa natural de interés, es la tasa de interés real, consistente con la tasa de inflación estable y con el producto igual a su potencial. Al igual que en el caso de la NAIRU y del PIB potencial, la tasa real de equilibrio es un concepto que está calculado, no observado. Este análisis utiliza tiempo real, estimaciones de tiempo variante de la tasa real de equilibrio, siguiendo un procedimiento similar al de Laubach y Williams. En el Apéndice se proporcionan detalles del procedimiento de cálculo. Puesto que el procedimiento de estimación se mantiene constante entre las recolecciones de datos, las revisiones de los cálculos de la tasa real de equilibrio reflejan revisiones a las series de datos utilizadas por el proceso de estimación y la disponibilidad de observaciones adicionales de posteriores datos de recolecciones.<sup>22</sup> En general, la disponibilidad de observaciones adicionales tiende a ser el factor que más contribuye a las revisiones de los cálculos de la tasa real de equilibrio de tiempo variante.

<sup>22</sup> Las revisiones de cálculos de producto potencial y de la NAIRU también se guían por los mismos dos factores. Sin embargo, se requiere más información de la que proporciona una sola historia de recolecciones de las estimaciones finales, a fin de poder determinar las dimensiones de las contribuciones relativas a cada factor para estas series.

**GRÁFICA III. RANGO DE LAS TASAS REALES DE EQUILIBRIO A LO LARGO DE LAS RECOLECCIONES, 1987-2001 (en porcentajes)**



FUENTE: cálculos de la autora.

Las revisiones a los cálculos de la tasa real de equilibrio pueden ser bastante largas. El nivel promedio de la tasa real de equilibrio estimada desde 1987Q4 a 1990Q4 varía entre 2.55% y 3.32%, a lo largo de las 13 recolecciones (cuadro 2). Los cálculos de la tasa real de equilibrio para las 13 recolecciones de datos caen dentro de la banda sombreada que aparece en la gráfica III, donde la línea sólida muestra el cálculo basado en los últimos datos disponibles. El rango de estimaciones se compara con el de la brecha del producto de la CBO (cuadro 3).

Puesto que las recomendaciones de la reglamentación de política se mueven una por una con respecto a la tasa real de equilibrio, revisiones grandes de los cálculos de la tasa real de equilibrio implican grandes cambios en las caracterizaciones de la reglamentación de política para la política monetaria apropiada. En comparación con las acciones de política comunes tomadas en las reuniones del Comité Federal de Mercado Abierto (FOMC), generalmente entre 0.25 y 0.50 puntos porcentuales, el rango promedio de 1.34 puntos porcentuales resulta muy grande.

#### **IV. ¿QUÉ IMPLICAN LAS REVISIONES DE DATOS PARA LA POLÍTICA?: UN PUNTO DE VISTA DE LA REGLAMENTACIÓN POLÍTICA**

Esta sección examina como las revisiones de datos afectan las decisiones de política monetaria. El marco de discusión es una regla política al estilo de Taylor (1993). La reglamentación de

política proporciona una recomendación para el nivel objetivo de la tasa de los fondos federales (*tasa de fondos*) que se basa en una estimación de la tasa real de equilibrio (*tasa real de eq.*), en el nivel de actividad económica (*actividad*), y en la desviación de la inflación (*inflación*) con respecto al objetivo de inflación (objetivo)<sup>23</sup> de los formuladores de política.

$$(1) \quad \text{Tasa de fondos} = \text{tasa real de equilibrio} + \text{inflación} + \\ + \frac{1}{2} \times (\text{inflación} - \text{objetivo}) + \frac{1}{2} \times \text{actividad}$$

Según esta regla, para bajar la actividad económica o reducir la inflación los formuladores de política deberían fijar la tasa de fondos federales a un nivel que exceda un valor referencial igual a la suma de la tasa real de equilibrio y la inflación. Para estimular la actividad económica, los formuladores de política deberían fijar la tasa de fondos federales por debajo del valor de referencia.

Las revisiones de datos que se discutieron en la sección previa son importantes porque complican la evaluación de las acciones de política históricas y la conducción de la política. Una observación rápida a los rangos resumidos en el cuadro 3 revela que las medidas de actividad económica y la tasa real de equilibrio están sujetas a una incertidumbre considerable. De esta forma, las recomendaciones de la reglamentación para la tasa de fondos en un trimestre dado probablemente diferirán de manera considerable, según la recolección de datos que se emplee.

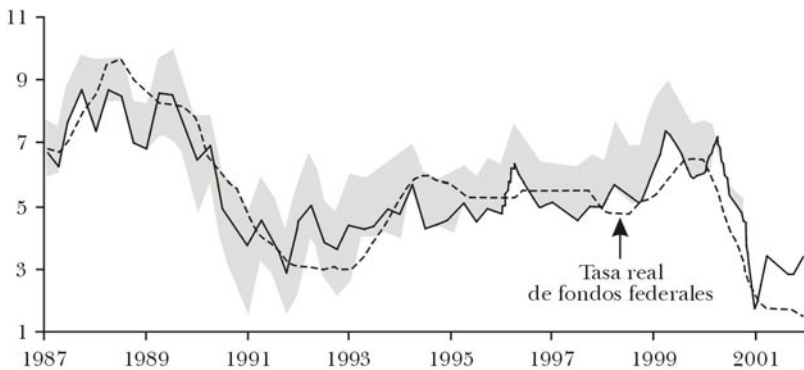
### **1. ¿Por qué importa que las recomendaciones de la reglamentación sean sensibles a la recolección de datos?**

La gráfica IV presenta un ejemplo de cómo los efectos de la recolección pueden llevar a recomendaciones de política divergentes. Las recomendaciones en la gráfica utilizan la brecha del producto para medir la actividad económica, usan la inflación de precios del PIB con respecto a los cuatro trimestres previos para medir la inflación y asumen la cifra de 2 como original-

<sup>23</sup> Este artículo se centra en las sensibilidades de las recomendaciones de la reglamentación hacia las revisiones de datos. Kozicki demostró que las recomendaciones de la regla de Taylor son sensibles a la forma en que se miden la inflación y la brecha de producción, a las estimaciones de la tasa real de equilibrio y a otros detalles de especificación de reglas. Ese artículo no discute aspectos relacionados a revisiones de datos y sólo se examinaron las últimas versiones disponibles de datos.

mente fue fijada por Taylor para el objetivo de inflación.<sup>24</sup> El rango muestra lo mucho que varían las recomendaciones entre las varias recolecciones de estimaciones de la tasa real de equilibrio, de la inflación de precios del PIB y de la brecha del producto.

**GRÁFICA IV.** RANGO DE RECOMENDACIONES DE LA REGLA DE TAYLOR A LO LARGO DE LAS RECOLECCIONES, 1987-2001 (en porcentajes)



FUENTE: cálculos de la autora.

La banda sombreada de la gráfica IV ayuda a ilustrar la forma en que las revisiones de datos complican la evaluación de las acciones de política históricas. Las recomendaciones de la regla de política basadas en los últimos datos disponibles se utilizan a menudo como un patrón métrico para determinar si las acciones de política pasadas estuvieron equivocadas. Se puede interpretar que la banda sirve para cubrir el rango de las recomendaciones de política que podían haber justificado evaluaciones *ex post* de las condiciones económicas, si se asume que la política se había fijado conforme a esta versión de la regla de Taylor original. La anchura de la banda señala la probabilidad de arrepentimiento político, grado al que una acción de política, considerado apropiado dada la información de tiempo real, puede parecer demasiado adaptable (*accommodating*) o demasiado restrictivo cuando se evalúa en función de los datos revisados subsecuentemente. Cuanto más ancha sea la banda, más decepcionante puede ser el punto de vista revisionista de las decisiones de política. Por ejemplo, Orphanides (2003) mediante la realización de un ejercicio similar para un período ante-

<sup>24</sup> Las recomendaciones para la tasa de fondos en un trimestre dado se basan en los datos procedentes del trimestre anterior, para tomar en cuenta los rezagos de tiempo en la disponibilidad de datos en tiempo real.



rior, atribuyó la gran inflación de los años setenta a una mala medición en tiempo real del PIB potencial en el contexto de una política monetaria activista tal como lo recomendado por la regla de Taylor.

Además, las revisiones de datos complican la conducción de la política. Puede interpretarse que la banda representa incertidumbre que está asociada exclusivamente con revisiones de datos sobre lo que la regla de Taylor recomendaría para la política. Una banda más ancha significa que históricamente los datos en los que la recomendación política se basa han estado sujetos a grandes revisiones. Puesto que las grandes revisiones pueden indicar que las revisiones futuras de los datos actuales también serán grandes, la amplitud de la banda refleja el grado de inconsistencia que hay en los datos con respecto a la señal económica subyacente y por lo tanto representa la incertidumbre asociada a la recomendación de la regla de política.<sup>25</sup>

## **2. ¿Son menos inciertas las recomendaciones de reglamentación para mediciones alternativas de la actividad económica?**

En la primera sección se expusieron varias vías de medición de la actividad económica, a saber: la brecha del producto, la brecha del desempleo, y la desviación del crecimiento del PIB con respecto al crecimiento potencial. ¿Para cual de estas mediciones alternativas tienen las revisiones de datos el menor efecto sobre las recomendaciones de la reglamentación política? Para contestar esta pregunta, el cuadro 4 compara el rango de recomendaciones de política basadas en la brecha del producto como medición de la actividad económica (el caso de la línea básica de la gráfica IV) con el rango de recomendaciones de política basado en las otras mediciones de actividad.

Aun cuando las revisiones a la brecha del desempleo son considerablemente menores que las de la brecha del producto, sólo se obtienen reducciones pequeñas en la incertidumbre sobre las recomendaciones de la regla de política. Las reducciones de incertidumbre son menores porque las respuestas de política a las

<sup>25</sup> La incertidumbre vinculada a revisiones de datos es sólo una fuente de incertidumbre que afecta las decisiones de política. Otras fuentes de incertidumbre que deberían considerarse, tales como la definición de que medida de inflación constituirá el centro de atención de la política monetaria, que metodología debería utilizarse para calcular el PIB potencial y/o la brecha del producto, y que ponderación debería asignarsele a la brecha del producto y a la inflación, conducirían a un rango más ancho de recomendaciones para la tasa de fondos (Kozicki).

brechas de desempleo serían mayores que aquéllas que se dan a las brechas de producto. Los resultados para la brecha del desempleo corresponden a una regla en la que la ponderación sobre la brecha del desempleo es tres veces mayor que la ponderación sobre la brecha del producto y con el signo opuesto ( $-1\frac{1}{2}$  en lugar de  $\frac{1}{2}$ ). El factor de 3 proviene de la asunción de un coeficiente de 3 en la ley de Okun que establece una relación entre la desviación del crecimiento del producto con respecto al crecimiento potencial y los cambios en la tasa de desempleo (Orphanides, 2002). Se usa una ponderación negativa para reflejar la correlación negativa del ciclo de los negocios entre la brecha del producto y la brecha del desempleo. En particular, una brecha del desempleo positiva es similar a una brecha del producto negativa en el sentido de que ambas indican presiones desinflacionarias y viceversa.

**CUADRO 4.** EL RANGO DE RECOMENDACIONES DE REGLAMENTACIÓN PARA DIFERENTES MEDIDAS DE ACTIVIDAD

<i>Medida de actividad</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Panel A: 1987Q4 – 1990Q4			
Brecha del producto	1.86	1.20	2.97
Brecha de desempleo	1.67	.69	2.53
Crecimiento del PIB real–crecimiento potencial	1.72	1.04	2.47
Crecimiento del PIB nominal con un objetivo nominal constante	1.44	.96	2.34
Panel B: 1987Q4 – 1990Q4			
Brecha del producto	1.85	.02	3.55
Brecha de desempleo	1.73	.19	3.47
Crecimiento del PIB real–crecimiento potencial	1.61	.24	2.89
Crecimiento del PIB nominal con un objetivo nominal constante	1.55	.31	2.79

La tercera medición de actividad económica que se examina es la desviación del crecimiento del PIB real en los cuatro trimestres previos con respecto al crecimiento potencial en el mismo período. Cuando las ponderaciones de la desviación del crecimiento del PIB real y la inflación son iguales, esta implementación de la regla corresponde a la regla de fijación de objetivo de crecimiento nominal. Debido a que el crecimiento del PIB nominal es igual al crecimiento del PIB real más la inflación de precios del PIB, cuando las ponderaciones en la regla de política para la actividad económica y la inflación son iguales, co-

mo sucede en este caso, la regla de política puede reescribirse de la siguiente forma:

$$(2) \text{ Tasa de fondos} = \text{tasa real de eq} + \text{inflación} + \frac{1}{2} \times [\text{crecimiento del PIB nominal} - (\text{objetivo nominal})]$$

donde el objetivo nominal es igual a la suma del crecimiento del PIB real potencial y el objetivo de inflación. Esta implementación de la regla de política muestra una reducción modesta en la incertidumbre, si se compara con las recomendaciones basadas en la brecha del producto (cuadro 4). Si el objetivo nominal se define como una constante, entonces se logran reducciones adicionales en la incertidumbre.<sup>26</sup>

Las recomendaciones de que la política se fije conforme a los objetivos del crecimiento nominal no son nuevas. Hall reconoció las dificultades de fijar la política cuando la economía atraviesa por un cambio estructural y el producto potencial representa retos particulares para poder estimarlo. El recomendó fijar la política monetaria para mantener el PIB nominal dentro de una senda de crecimiento prescrita. Entre otros estudios que examinan formas de fijar objetivos al producto nominal se encuentran los de Gordon, Tobin, Taylor (1985), McCallum, McCallum y Nelson y Orphanides (2003).

En general, en tanto que la evidencia sugiere que las mediciones de la actividad económica que son diferentes a las de la brecha del producto pueden representar menor incertidumbre para las recomendaciones de la reglamentación de política, las mejoras no son grandes. Un reto para los resultados es que las propiedades de las bandas de incertidumbre resumidas en el cuadro 4 son a todas luces sensibles a los valores asumidos para los parámetros de la regla de política e incertidumbre asociadas con otras variables de la regla.

### **3. ¿Qué tan importantes son las revisiones de los cálculos de la tasa real de equilibrio?**

La especificación original de Taylor asumía que la tasa real de equilibrio era una constante (igual al 2%). De hecho, no resulta poco frecuente que las reglas de política asuman que la tasa real de equilibrio no varía en el tiempo. Sin embargo, ante la

<sup>26</sup> En el cuadro 4, las entradas denominadas "Crecimiento del PIB nominal con un objetivo nominal constante", el objetivo nominal se define como la suma de un objetivo de inflación constante fijado en 2% y el crecimiento del PIB real promedio entre 1960 y 1990.

evidencia empírica de que la tendencia de la tasa de crecimiento de la productividad se incrementa a mediados de los años noventa, los formuladores de política reconocieron que las tasas de interés reales tendrían que incrementarse (Meyer, Greenspan, Poole). Un análisis empírico reciente apoya la existencia de un nexo cercano entre la tasa de crecimiento de la tendencia y la tasa real de equilibrio (Laubach y Williams, 2002). De esta forma, es importante que las reglas de política tomen en cuenta la variación de tiempo en la tasa real de equilibrio.

Para evaluar la significación económica de las revisiones a los cálculos de tiempo variante de la tasa real de equilibrio, las recomendaciones de la regla de política basadas en cálculos de tiempo variante se comparan con las recomendaciones basadas en cálculos constantes. Los cálculos constantes se fijan en un valor igual al del promedio de la tasa de fondos real, definida como la diferencia entre la tasa de fondos nominal y la inflación durante 1962-90, muestra para la que hay datos disponibles para todas las recolecciones. Los cálculos constantes diferirán de una recolección a otra, debido a las revisiones de la inflación. Se obtienen resultados similares si la tasa real de equilibrio se reemplaza por una constante igual a 2 como en la especificación original de Taylor. La diferencia entre el rango basada en cálculos de tiempo-variante y el rango con cálculos constantes proporciona una evaluación de la sensibilidad marginal de las recomendaciones de la tasa de fondos para la incertidumbre de la medición de la tasa real de equilibrio.<sup>27</sup>

Las revisiones de cálculos de la tasa real de equilibrio condu-

**CUADRO 5.** IMPLICACIONES DE LAS ESTIMACIONES DE TIEMPO VARIANTE DE LA TASA REAL DE EQUILIBRIO PARA EL RANGO DE LAS RECOMENDACIONES DE LA REGLAMENTACIÓN

<i>Estimaciones de la tasa real de equilibrio</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Panel A: 1987Q4 – 1990Q4			
Tiempo variante	1.86	1.20	2.97
Constante	1.40	.79	2.03
Panel B: 1987Q4 – 1990Q4			
Tiempo variante	1.87	.02	3.55
Constante	1.04	.07	2.66

<sup>27</sup> A pesar de que las revisiones de los cálculos de la tasa real de equilibrio se trazan una por una con las recomendaciones de la tasa de fondos, la diferencia marginal puede ser más pequeña que la incertidumbre resumida en el cuadro 3, si las revisiones a las estimaciones de la tasa real de equilibrio se correlacionan con revisiones de la brecha del producto, del crecimiento potencial o de la inflación.

cen a detectar que hay diferencias económicamente importantes en las recomendaciones de la reglamentación de Taylor (cuadro 5). Una comparación entre el rango promedio de la tasa real de equilibrio de tiempo variante con los rangos promedio que se tienen de las estimaciones constantes revela que la sensibilidad marginal de las recomendaciones de la reglamentación de Taylor es de tamaño considerable, ya que se ubica en el orden de 45 a 85 puntos base. Este resultado es importante porque muchos estudios que examinan como conducir la política monetaria ante la presencia de incertidumbre de datos, se centran en las dificultades asociadas a la estimación del producto potencial de la brecha del producto y suponen que se conoce la tasa real de equilibrio y que es constante.

Una inocente interpretación del cuadro 5 podría conducir a un analista a recurrir al argumento de estar siguiendo una política basada en asignar un valor constante y sin que sea revisado a la tasa real de equilibrio. Esta sería una política arriesgada, particularmente debido a que es improbable que la constante seleccionada iguale la verdadera y no observada tasa real de equilibrio.

El rango de estimaciones en el cuadro 5 es más angosto para implementar una regla de Taylor de tasa real de equilibrio constante, sólo porque, para fines de presentación, se ha excluido la mayor parte de la incertidumbre acerca de una de las variables.

#### **4. ¿Qué implican las revisiones de datos para las ponderaciones adecuadas de la regla de Taylor?**

Taylor (1999) sugirió que las recomendaciones de política de una regla con mayor ponderación para la brecha del producto serían preferibles para un banco central con marcado rechazo por la variabilidad en el producto. Aunque la sugerencia de Taylor consistía en que la ponderación de la brecha del producto se duplicara de 0.5, tal como era su especificación original en 1993, a 1, de todas formas este mayor grado de respuesta se queda corto con relación al sugerido por algunos analistas (Rudebusch y Svensson, 1999). El cuadro 6 sintetiza la sensibilidad de las recomendaciones de la regla de política a las revisiones de datos cuando la ponderación de la actividad económica se duplica (a 1). Se presentan los resultados de la actividad económica medida a base del uso de la brecha del producto, aunque se obtendrían resultados similares mediante el uso de otras mediciones de la actividad económica.

**CUADRO 6.** IMPLICACIONES DE DIFERENTES PONDERACIONES DE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA PARA EL RANGO DE RECOMENDACIONES DE LA REGLAMENTACIÓN

<i>Ponderación de la brecha del producto</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Panel A: 1987Q4 – 1990Q4			
Ponderación = 0.5	1.86	1.20	2.97
Ponderación = 1.0	2.41	1.47	3.88
Panel B: 1987Q4 – 1990Q4			
Ponderación = 0.5	1.87	.02	3.55
Ponderación = 1.0	2.27	.27	4.58

No es de sorprender que las recomendaciones de la regla de Taylor basadas en una ponderación unitaria de la brecha de producción cubran un rango más amplio que las que están basadas en una ponderación de 0.5 para la brecha de producción. El rango mayor se obtiene porque se origina una ponderación mayor a una variable medida con considerable incertidumbre, en este caso, la brecha del producto. El rango mayor podría interpretarse como una advertencia a los formuladores de política en el sentido de que las acciones de política que responden más agresivamente a variables económicas tales como la brecha del producto, que están sujetas a mayores grados de revisión, tienen una mayor probabilidad de interpretarse como errores al hacer una revisión interna profunda.

### 5. ¿Reduce la incertidumbre el ajuste gradual a la recomendación de la regla de política?

Algunos analistas han sostenido que el ajuste gradual de la tasa de fondos federales puede ser conveniente ante la presencia de incertidumbre sobre la estructura de la economía (English, Nelson y Sack, 2003; Amato y Laubach, 1999).<sup>28</sup> Para evaluar las implicaciones de la política gradual ante la presencia de revisiones de datos, las recomendaciones de política se modifican de forma tal que la tasa de fondos sólo se ajusta por una fracción del cambio de tasa recomendado por la regla de política:

$$(3) \text{ Nueva tasa de fondos} = \text{vieja tasa de fondos} + \lambda (\text{recomendación de regla de política} - \text{vieja tasa de fondos})$$

<sup>28</sup> Además, English, Nelson y Sack (2003) sugieren que el gradualismo puede reducir la volatilidad en los mercados financieros y puede incrementar las respuestas económicas a las acciones de política a base de magnificar la respuesta de otras tasas de interés de mercado en las acciones de política.

donde  $\lambda$  es una fracción entre 0 y 1. Esta especificación capta el gradualismo en las acciones de política, a base de hacer ajustes a la tasa de fondos federales en respuesta a cambios más lentos en las condiciones económicas.

**CUADRO 7. IMPLICACIONES PARA LAS RECOMENDACIONES DE REGLAMENTACIÓN RELATIVAS A UN AJUSTE GRADUAL**

	<i>Promedio</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Panel A: 1987Q4 – 1990Q4			
Sin gradualismo	1.86	1.20	2.97
Gradualismo	1.06	.43	1.93
Panel B: 1987Q4 – 1990Q4			
Sin gradualismo	1.87	.02	3.55
Gradualismo	1.59	.14	2.50

El cuadro 7 contiene estadísticas resumidas sobre el grado de incertidumbre, suponiendo que la tasa de fondos sólo se ajuste en un 25% del cambio recomendado, es decir,  $\lambda = 0.25$ .<sup>29</sup> Esta ponderación concuerda con los cálculos empíricos (Kozicki, Sack y Wieland). El gradualismo reduce el efecto de la incertidumbre sobre las recomendaciones de política pero no lo elimina. El rango de las recomendaciones de política es más angosto en promedio cuando se basa en una política gradualista.

## V. REDUCCIÓN DE LA SENSIBILIDAD POLÍTICA A LA INCERTIDUMBRE DE DATOS

El análisis de la sección previa mostró que ante las revisiones de datos, toda revisión de las acciones de política que se realice después de que los hechos sucedieron puede hallar considerables faltas en las decisiones anteriores, en el sentido de que las acciones de política tomadas que se basan en los mejores datos disponibles pueden considerarse como menos apropiadas después de que los datos se revisan. Abundando en lo anterior, las recomendaciones de la regla de política en tiempo real, están sujetas a una incertidumbre considerable. En esta sección se revisarán las fortalezas y debilidades de dos propuestas que bus-

<sup>29</sup> Los resultados que aparecen en el cuadro toman a la tasa de fondos de 1987 Q3 como punto de partida y después elaboran montajes de política recursivamente. Se obtiene una recomendación diferente si la tasa de fondos se fija como una combinación lineal de  $(1 - \lambda)$  multiplicada por la tasa de fondos real del trimestre anterior y  $\lambda$  multiplicada por la recomendación de la regla de política.

can minimizar las complicaciones de las revisiones de datos al momento de fijar la política monetaria.

### **1. Hay que dejar que la política sea guiada por mediciones de actividad que se revisen menos**

Si bien, la mayor parte de las series de datos económicos están sujetas a revisión, cabe aclarar que las revisiones tienen diferentes alcances. Habiendo diferencias en el alcance de las revisiones, los formuladores de políticas pueden estar en mejor posición de condicionar sus decisiones de política a series que están menos sujetas a revisión. Hay que tener cuidado al aplicar esta propuesta porque los datos que se revisan menos, no necesariamente proporcionan una mejor medición de la verdadera variable económica subyacente, y las revisiones menores no siempre reducen la incertidumbre sobre las recomendaciones de la regla política ni limitan los incidentes de acciones de política inapropiadas.

El hecho de que los datos no se revisen, no implica que la salida inicial de un dato proporcione el mejor cálculo del valor verdadero. Por ejemplo, en el tiempo, se pueden desarrollar mejoras metodológicas para hacer que las mediciones se acerquen al verdadero concepto económico subyacente. Algunas agencias pueden querer asegurarse que todas las observaciones sean lo más precisas posible conforme a la tecnología más reciente disponible. Lo anterior requiere no solo usar las nuevas metodologías para producir futuras observaciones, sino también hacer un esfuerzo sustancial para revisar los datos históricos conforme a la nueva metodología. No obstante, las revisiones históricas pueden tener complicadas implicaciones, dependiendo de la forma en que se usen los datos. Por ejemplo, si los salarios u otros pagos nominales se indiciaran en función de un índice de precios sujeto a revisiones históricas, entonces: ¿cuál sería la respuesta adecuada a las revisiones al índice de precios que vuelva a escribir la historia?, ¿se responsabilizaría a los empleados de repagar sus salarios en caso de que el índice de precios se revisara a la baja? En algunos casos sería preferible no revisar los datos. Hay un supuesto en la política y la práctica de BLS en contra de las revisiones al CPI no ajustado estacionalmente que abarca largos períodos anteriores. No obstante, para satisfacer las demandas de un índice de precios consistente metodológicamente, BLS publica ahora una estimación del CPI, conocida como serie de investigación del CPI que utiliza métodos actuales que incorporan la mayoría de las mejoras hechas históricamente.



El tamaño de las revisiones también puede inducir a error dado que las revisiones más pequeñas no siempre se traducen en una reducción de la incertidumbre de la tasa de política. Las revisiones promedio a la brecha del desempleo son como la tercera parte del tamaño de las revisiones promedio de la brecha del producto (cuadro 3). Sin embargo, debido a que las reglas de política generalmente recomiendan mayores respuestas a las brechas de desempleo que a las brechas de producto, las ventajas de las revisiones menores asociadas a la brecha del desempleo se anulan enormemente (cuadro 4).

No obstante, en algunas situaciones los formuladores de política podrían querer centrar su atención en datos sujetos a revisiones menores. Las revisiones a la desviación del crecimiento del producto con respecto al crecimiento potencial tienden a ser menores que las revisiones hechas a cálculos de la brecha del producto o de la brecha del desempleo, y esta ventaja conlleva a recomendaciones de la regla de política. La incertidumbre que rodea las recomendaciones de la regla de política basadas en el crecimiento del PIB nominal tienden a ser menores que las implementaciones que usan otras mediciones de actividad. Pero, la fijación de objetivos para el crecimiento nominal no escapa totalmente a las dificultades asociadas a las revisiones de datos. A medida que cambian los cálculos del crecimiento potencial con las revisiones de datos históricos, la fijación de objetivos del crecimiento nominal requiere ya sea un ajuste del componente del crecimiento potencial real del objetivo nominal o, en el caso del objetivo constante, el reconocimiento de que el objetivo implícito de inflación de precios debe ser revisado en el sentido opuesto para compensar el cambio en el crecimiento potencial real.

La evidencia con respecto a la fijación de un objetivo al crecimiento del ingreso nominal es mixta. Orphanides (2003) encuentra que en presencia de incertidumbre de datos es preferible la fijación de un objetivo al crecimiento del ingreso nominal que una regla de política basada en la brecha de producto. Rudebusch generalmente apoya la lógica de la fijación de un objetivo al crecimiento nominal, pero encuentra que las reglas basadas en la brecha del producto optimizadas tienden a tener preferencia sobre las reglas de la fijación de objetivo al crecimiento del ingreso nominal optimizado.

Por último, ninguna serie de datos de alta calidad parece ser suficientemente precisa y oportuna, como para justificar que no se considere que los datos se sujeten a revisión. De esta forma, la pregunta relevante se refiere a cómo los formuladores de po-

lítica pueden reducir las implicaciones que tienen para la política las revisiones de datos.

## **2. Menor respuesta a mayor incertidumbre de datos**

Varios analistas han utilizado modelos de la economía de Estados Unidos para evaluar la forma en que los formuladores de política deben responder a series de datos que están sujetas a revisión. Dichos analistas han encontrado que una incertidumbre en la medición de la brecha del producto del orden de la que se encontró en comparaciones de cálculos en tiempo real de la brecha del producto con los últimos datos disponibles genera un deterioro sustancial en el desempeño económico (Orphanides, Porter y otros, 2000; Orphanides, 2003). Cuando la incertidumbre se toma en cuenta adecuadamente, la política debería responder de manera más cautelosa a aparentes desequilibrios en la actividad económica (Swanson, Svensson y Woodford; Smets, Tetlow, Orphanides, 2003, Rudebusch, Wieland). En un marco de regla de política, lo anterior se traduce en una ponderación menor para la brecha del producto. En un trabajo relacionado con el anterior, Meyer, Swanson y Wieland estudiaron reglas de política basadas en brechas de desempleo en lugar de brechas de producto. Ellos recomiendan que, durante períodos de incertidumbre acrecentada respecto a la NAI-RU, los formuladores de política deberían aminorar su respuesta a cambios en la tasa de desempleo observada.

Mientras que los analistas generalmente están de acuerdo en que las respuestas de política a los desequilibrios económicos deberían ser menores cuando sus mediciones tienen mayor incertidumbre, existe un menor grado de acuerdo respecto al tamaño absoluto de la respuesta apropiada. En general, la mayor parte de los analistas han encontrado que, ante la ausencia de incertidumbre, la política debería responder de forma más agresiva a la brecha del producto y a la inflación de lo que las estimaciones de la política histórica sugieren que ha sido el caso. De esta forma, una respuesta “menos agresiva” a una medición incierta podría aun implicar una respuesta más agresiva de lo que históricamente se ha dado. Por ejemplo, Rudebusch encuentra que, para estimaciones plausibles del grado de incertidumbre en la brecha del producto, la política monetaria óptima debería responder de manera más agresiva a la brecha del producto (con una ponderación de 1 a 1½) de lo que conforme lo hace en la regla de Taylor estándar. Sin embargo, otros analistas sugieren que los problemas asociados con la medición del

nivel del producto potencial son suficientemente severos como para preferir políticas opcionales que eviten reaccionar ante el nivel de la brecha del producto (Orphanides, 2003). El gradualismo de política constituye un enfoque alternativo a la reducción de ponderación para la nueva información que puede ser la inconsistente. Mediante la recomendación de que la política se ajuste solo parcialmente a los nuevos datos, se reduce el énfasis sobre los datos inciertos. En lugar de reducir la ponderación de una variable dada en la regla de política, el gradualismo político reduce implícitamente la ponderación de respuesta a todas las variables sobre las que depende la recomendación de política. Varios analistas apoyan que haya más respuestas graduales ante la presencia de incertidumbre (Orphanides, Porter y otros, 2000; English, Nelson y Sack, 2003; Amato y Laubach, 1999).

Orphanides y Williams han encontrado que un enfoque simple y efectivo, para tratar con el desconocimiento acerca del grado de incertidumbre en los cálculos de la NAIRU y la tasa de interés real de equilibrio, consiste en fijar la política de forma tal que el cambio en la tasa de fondos federales dependa de los cambios en la inflación y de los cambios en la brecha del desempleo. Walsh argumenta a favor de un marco similar pero con un cambio en la brecha del producto reemplazando al cambio en la brecha del desempleo. Tales reglas no requieren conocer el nivel del producto potencial, ni el de la NAIRU ni el de la tasa real de equilibrio para fijar la política, y consecuentemente, son inmunes a probables malas percepciones acerca de estos conceptos. Sin embargo, los resultados tienden a ser específicos con respecto al modelo empleado.

En general, las reglas que dan recomendaciones para el cambio en el nivel de la tasa de fondos, tienden a comportarse muy mal en modelos en los que las expectativas dependen de datos recientes y pasados (expectativas adaptables) pero relativamente bien en modelos prospectivos. En general, parece haber costos económicos asociados a un desconocimiento completo de los niveles estimados de la brecha del producto o de la brecha del desempleo y de la tasa de interés real de equilibrio, aun cuando la incertidumbre asociada a estas variables es alta.

## VI. CONCLUSIONES

El presente artículo destacó algunas de las dificultades que conlleva la conducción de la política monetaria con incertidumbre

de datos. Cuando se reexaminan las acciones de políticas históricas utilizando datos revisados, las decisiones pasadas pueden aparecer que son excesivamente adaptables o excesivamente restrictivas. Cuando se fija la política actual, las revisiones de datos implican incertidumbre respecto al nivel objetivo apropiado para la tasa de fondos federales. Desafortunadamente en tanto que algunos enfoques prometen reducir la probabilidad de arrepentimiento de política, no es posible eliminar totalmente las dificultades asociadas a la incertidumbre de datos.

Para reducir las instancias de arrepentimiento en materia de política, puede ser deseable tomar acciones de política menos sensibles a datos con alta incertidumbre.

Algunos enfoques prometedores incluyen la respuesta a datos promediados de varios trimestres, a base de fijar la política basándose en mediciones de actividad que son menos inciertas y de reducir la respuesta de política a información inconsistente.

## Apéndice

### ESTIMACIÓN DE LA TASA REAL DE EQUILIBRIO

La tasa real de equilibrio se estima siguiendo un marco empírico similar al de Laubach y Williams (LW). La dinámica de la brecha del producto se modela usando una ecuación simple de forma reducida, al igual que en Rudebusch y Svensson:

$$\tilde{y}_t = \alpha_{y,1} \tilde{y}_{t-1} + \alpha_{y,2} \tilde{y}_{t-2} + \frac{\alpha_{j=r}}{2} 1 \sum_{(t-j-r)}^2 + \varepsilon_{y,t}$$

donde  $\tilde{y}_t$  es la brecha del producto,  $r_t$  es la tasa real de fondos federales y  $\varepsilon_{y,t}$  es un término de choque. Para  $y_t$  igual al logaritmo del PIB real y  $y_t^*$  igual al logaritmo del PIB potencial, la brecha del producto se define como  $\tilde{y}_t = 100X(y_t - y_t^*)$ . La tasa real de equilibrio no observada,  $r_t^*$ , se supone que sigue un proceso de trayectoria aleatoria:

$$r_t^* = r_{t-1}^* + \varepsilon_{r,t}$$

donde  $\varepsilon_{r,t}$  es un choque. Los términos  $\varepsilon_{y,t}$  y  $\varepsilon_{r,t}$  se supone que no están serialmente correlacionados y que hay contemporáneamente innovaciones no correlacionadas de varianzas  $\sigma_y^2$  y  $\sigma_r^2$ , respectivamente. La primera ecuación define la ecuación

de medición de un modelo estado-espacio y la segunda define la ecuación de transición.

La especificación difiere de la de LW a lo largo de varias dimensiones. Una diferencia es que LW incluye una ecuación de la curva de Phillips en la que la inflación depende de la brecha del producto y una ecuación de transición para el PIB potencial. El proceso de tasa real de equilibrio y una serie de producto potencial se estimaron conjuntamente. En el análisis de este artículo, las estimaciones de la CBO para el producto potencial se utilizaron para  $y_t^*$ , de tal forma que la única variable estado no observada a ser calculada es  $\gamma_t^*$ . En segundo lugar, LW supone que la tasa real de equilibrio es una función lineal del crecimiento potencial y de un proceso estocástico no observado, en tanto que en este estudio el vínculo con el crecimiento potencial no está explícitamente modelado. La elección se hizo porque la tasa de crecimiento de los cálculos de la CBO para el producto potencial fue mucho más volátil que la serie del crecimiento potencial estimado de LW, y explícitamente el modelaje del vínculo condujo a cálculos excesivamente volátiles de la tasa real de equilibrio. En tercer lugar, LW consideró diversas variaciones con respecto a su especificación del proceso estocástico no observado, llevando a una serie múltiple de estimaciones de la tasa real de equilibrio. En este artículo, una serie se estima y se calibra de forma tal que los choques a la tasa real de equilibrio sean de la misma varianza que la especificación aleatoria de la línea de base LW. En cuarto lugar LW incluyó por separado inflación básica de precios importada y una inflación bruta de precios del petróleo importada. En este artículo, estos efectos se incluyen en un término individual-inflación de precios importada.

Por último, LW uso diferentes mediciones para la inflación y la tasa real de fondos federales a las que se escogieron en este estudio. En este artículo, los cálculos históricos de la tasa real de equilibrio se elaboran para diferentes recolecciones de datos. Toda vez que las revisiones al producto potencial real y al índice de precios del PIB tienden a estar relacionados a revisiones del PIB real, parece apropiado usar el índice de precios del PIB para medir la inflación más que el CPI básico tal como lo escogieran en LW. Para fines de consistencia, la tasa real de fondos federales también se elaboró utilizando la inflación de precios el PIB más que la inflación del CPI básico. El análisis de este artículo definió la tasa real de fondos federales como la diferencia entre la tasa de fondos federales promedio trimestral y la inflación trimestral. En contraste, LW elaboraron una estimación de la ta-

sa real *ex ante* utilizando una variable aproximada de la inflación esperada, basada en el pronóstico del cambio porcentual del cuatro trimestre venidero en el índice de precios para los gastos de consumo personal, excluyendo comida y energía (precios del PCE básico), de un modelo AR(3) de inflación estimada en los 40 trimestres anteriores.

**CUADRO A. 1**

<i>Recolecciones de datos</i>	$\Sigma \alpha_y$	$\alpha_r$	$\sigma(\tilde{\gamma})$
1991Q1	.90 (.04)	-.13 (.03)	.84
1992Q1	.90 (.04)	-.14 (.04)	.84
1993Q1	.91 (.03)	-.14 (.03)	.81
1994Q1	.90 (.03)	-.13 (.03)	.80
1995Q1	.91 (.03)	-.13 (.03)	.79
1996Q1	.90 (.04)	-.10 (.03)	.82
1997Q1	.90 (.03)	-.11 (.03)	.81
1998Q1	.91 (.03)	-.10 (.03)	.80
1999Q1	.91 (.03)	-.08 (.03)	.80
2000Q1	.92 (.03)	-.09 (.03)	.77
2001Q1	.91 (.03)	-.09 (.02)	.77
2002Q1	.91 (.03)	-.08 (.02)	.78
2003Q1	.92 (.03)	-.08 (.02)	.77

Las técnicas de filtro Kalman se aplican al modelo. Durante la estimación de probabilidad máxima, la varianza de  $\varepsilon_{r,t}$  se restringe para igualar  $(0.34)^2 = 0.1156$ , que corresponde a la varianza del choque a la tasa de equilibrio en el caso aleatorio de la línea de base de LW. Cálculos suavizados de la variable estado

no observada se tomaron como estimaciones de la tasa real de equilibrio. Aunque, tal como se muestra en la gráfica III, las estimaciones de la tasa real e equilibrio se diferenciaron considerablemente de una recolección a otra, otros detalles de la estimación fueron muy similares. Los cálculos de los coeficientes, se presentan en el cuadro A. 1 para las 13 recolecciones de datos. La brecha del producto muestra una considerable persistencia y responde negativamente a desviaciones de la tasa real de fondos federales con respecto a la tasa real de equilibrio.

## REFERENCIAS

- Amato, Jeffrey D., y Thomas Laubach (1999), "The Value of Interest Rate Smoothing: How the Private Sector Helps the Federal Reserve", *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Kansas City), tercer trimestre, pp. 47-64.
- Bureau of Labor Statistics, Department of Labor (2000), *Revisions in January to August 2000 CPI Data*, en [www.bls.gov/CPI/cpirev01.htm](http://www.bls.gov/CPI/cpirev01.htm).
- Congressional Budget Office, U. S. Congress (1994), "Appendix B: Reestimating the NAIRU", *The Economic and Budget Outlook: An Update*, agosto, pp. 59-63.
- Congressional Budget Office, U. S. Congress (2001), *CBO's Method for Estimating Potential Output: An Update*, agosto.
- Croushore, Dean, y Tom Stark (2000), "A Funny Thing Happened on the Way to the Data Bank: A Real-Time Data Set for Macroeconomists", *Business Review* (Federal Reserve Bank of Philadelphia), septiembre-octubre, pp. 15-27.
- Croushore, Dean, y Tom Stark (2001), "A Real-Time Data Set for Macroeconomists", *Journal of Econometrics*, vol. 105, pp. 111-30.
- English, William B., William R. Nelson y Brian P. Sack (2003), "Interpreting the Significance of the Lagged Interest Rate in Estimated Monetary Policy Rules", *Contributions to Macroeconomics*, vol. 3, n° 1, art. 5, pp. 1-16.
- Gordon, Robert J. (1985), "The Conduct of Domestic Monetary Policy", en A. Ando, E. Eguchi, R. Farmer e Y. Suzuki (eds.), *Monetary Policy in Our Times*, The MIT Press, Cambridge, Mass.
- Greenspan, Alan (2000), *The Federal Reserve's Semiannual Report on the Economy and Monetary Policy*, testimonio presentado ante el Comité de Servicios Bancarios y Financieros, Cámara

- de Representantes de Estados Unidos, 17 de febrero de 2000.
- Hall, Robert E. (1983), "Macroeconomic Policy Under Structural Change", en *Industrial Change and Public Policy*, Actas de un simposio auspiciado por el Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Judd, John P., y Glenn D. Rudebusch (1998), "Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997", *Economic Review* (Federal Reserve Bank of San Francisco), n° 3, pp. 3-16.
- Kozicki, Sharon (1999), "How Useful Are Taylor Rules for Monetary Policy?", *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Kansas City), segundo trimestre, pp. 5-33.
- Laubach, Thomas, y John C. Williams (2002), *Measuring the Natural Rate of Interest*, texto mimeografiado, Board of Governors of the Federal Reserve System, octubre.
- Mankiw, N. Gregory, y Matthew D. Shapiro (1986), "News Or Noise: An Analysis of GNP Revisions", *Survey of Current Business*, mayo, n° 66, pp. 20-25.
- McCallum, Bennett T. (1988), "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n° 29, pp. 173-204.
- McCallum, Bennett T., y Edward Nelson (1999), "Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semi-Classical Structural Model", en John Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 57-119.
- Meyer, Laurence H. (1999), *Q&A on the Economic Outlook and the Challenges Facing Monetary Policy*, observaciones ante el Consejo de Economía para los Negocios de Filadelfia, Federal Reserve Bank of Philadelphia, 8 de septiembre.
- Meyer, Laurence H., Eric T. Swanson, y Volker W. Wieland (2001), "NAIRU Uncertainty and Nonlinear Policy Rules", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 91, n° 2, mayo, pp. 226-31.
- Orphanides, Athanasios (2001), "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data", *American Economic Review*, vol. 91, n° 4, septiembre, pp. 964-85.
- Orphanides, Athanasios (2002), "Monetary-Policy Rules and the Great Inflation", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 92, n° 2, mayo, pp. 115-20.
- Orphanides, Athanasios (2003), "The Quest for Prosperity Without Inflation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, pp. 633-63.
- Orphanides, Athanasios, Richard D. Porter, David Reifschneider, Robert Tetlow, y Frederico Finan (2000), "Errors in the Measurement of the Output Gap and the Design of Mone-



- tary Policy”, *Journal of Economics and Business*, vol. 52, pp. 117-141.
- Orphanides, Athanasios, y John Williams (2002). “Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates”, *Brookings Papers on Economic Activity*, nº 2, pp. 63-145.
- Poole, William (2003), *Economic Growth and the Real Rate of Interest*, discurso en el Bryant College, Providence, R. I., 14 de octubre.
- Rudebusch, Glenn D. (2002), “Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty”, *Economic Journal*, vol. 112, abril, pp. 402-32.
- Rudebusch, Glenn D., y Lars E. O. Svensson (1999), “Policy Rules for Inflation Targeting”, en John B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- Runkle, David E. (1998), “Revisionist History: How Data Revisions Distort Economic Policy Research”, Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, vol. 22, nº 4, otoño, pp. 3-12.
- Sack, Brian, y Volker Wieland (2000), “Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence”, *Journal of Economics and Business*, vol. 52, pp. 205-28.
- Smets, Frank (1999), “Output Gap Uncertainty: Does It Matter for the Taylor Rule?”, en Benjamin Hunt y Adrian Orr (eds.), *Monetary Policy under Uncertainty*, Reserve Bank of New Zealand.
- Stewart, Kenneth J., y Stephen B. Reed (1999), “Consumer Price Index Research Series Using Current Methods, 1978-98”, *Monthly Labor Review*, junio, pp. 29-38.
- Svensson, Lars E. O. (próxima publicación), “What Is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy Through Targeting Rules”, *Journal of Economic Literature*.
- Svensson, Lars E. O., y Michael Woodford (próxima publicación), “Indicator Variables for Optimal Policy”, *Journal of Monetary Economics*.
- Swanson, Eric T. (próxima publicación), “On Signal Extraction and Non-Certainty-Equivalence in Optimal Monetary Policy Rules”, *Macroeconomic Dynamics*.
- Taylor, John B. (1985), “What Would Nominal GNP Targeting Do to the Business Cycle?”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 22, pp. 61-84.
- Taylor, John B. (1993), “Discretion Versus Policy Rules in Practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, pp. 195-214.

- Taylor, John B. (1999), "Introduction", en John B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- Tetlow, Robert J. (2000), *Uncertain Potential Output and Monetary Policy in a Forward-Looking Model*, texto mimeografiado, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Tobin, James (1983), "Monetary Policy: Rules, Targets, and Shocks", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 15, noviembre, pp. 506-18.
- Walsh, Carl E. (2003), *Implications of a Changing Economic Structure for the Strategy of Monetary Policy*, manuscrito preparado para el simposio "Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy", auspiciado por el Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Wieland, Volker (2002), *Monetary Policy and Uncertainty About the Natural Unemployment Rate*, Center for Financial Studies (Working Paper, n° 2003/05).

***Frederick H. Wallace***  
***Gary L. Shelley***  
***Luis F. Cabrera Castellanos***

# Pruebas de la neutralidad monetaria a largo plazo: el caso de Nicaragua

## I. INTRODUCCIÓN

La propuesta de que el dinero es neutral significa que un cambio permanente e inesperado en la cantidad de dinero afecta sólo a las variables nominales, no a las reales. Casi todos los economistas aceptan la idea de la neutralidad monetaria a largo plazo pero no están de acuerdo a corto plazo. Muchos modelos macroeconómicos contienen las características de no neutralidad a corto plazo y de neutralidad a largo plazo. Lucas (1972) es un ejemplo famoso. En realidad existe una gran discusión respecto a la manera en la cual el dinero afecta la producción y otras variables reales a corto plazo; pero casi todos los modelos macroeconómicos se caracterizan por la neutralidad monetaria a largo plazo. Ciertamente, la ausencia de la neutralidad mone-

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo de F. H. Wallace y L. F. Cabrera Castellanos, del Departamento de Ciencias Económico Administrativas, de la Universidad de Quintana Roo, así como de G. L. Shelley, Department of Economics, Finance, and Urban Studies, East Tennessee State University, aparecido igualmente en El Trimestre Económico, vol. LXXI (3), n° 283, julio-septiembre de 2004, pp. 613-24. (Correos electrónicos: fwalla@correo.uqroo.mx, luicabre@correo.uqroo.mx y shelley@mail.etsu.edu.)*

taria a largo plazo en un modelo macroeconómico moderno con agentes optimadores no es común.<sup>1</sup>

Una propuesta relacionada es la superneutralidad monetaria. El dinero es superneutral si un cambio permanente e inesperado de la tasa de crecimiento monetario no afecta las variables reales.<sup>2</sup> A diferencia de la neutralidad monetaria, las desviaciones de superneutralidad a largo plazo son comunes en los modelos macroeconómicos. Por ejemplo, véase Espinosa-Vega y Russell (1998).

Desde hace muchos años los economistas han tenido interés en las pruebas de neutralidad y superneutralidad. Pero los avances en nuestra comprensión de las propiedades de los datos de series de tiempo han permitido demostrar que los resultados de muchos estudios anteriores no son válidos. Fisher y Seater (1993, de ahora en adelante FS) y King y Watson (1997) demostraron que las conclusiones de la presencia de neutralidad o superneutralidad en la economía dependen de los órdenes de integración del dinero y las otras variables de interés. La idea es sencilla; cuando la variable monetaria es integrada de orden cero [se denomina  $I(0)$ ] no habría cambios permanentes y es imposible aceptar o rechazar tanto la neutralidad como la superneutralidad. Entonces, para probar su existencia es necesario que la variable monetaria tenga un orden de integración de uno [se denomina  $I(1)$ ], a lo menos. Por ejemplo, si el dinero es  $I(1)$  y la producción reales  $I(0)$  habría cambios permanentes de dinero pero ningún cambio permanente de la producción. Entonces no se puede rechazar la hipótesis de la neutralidad monetaria.

En este artículo se describe la metodología de FS y se aplican sus pruebas al caso de Nicaragua. Específicamente, se usa la metodología de FS para probar la neutralidad y superneutralidad de dinero respecto al producto interno bruto (PIB) real en el país durante los años 1960-99. Se llega a dos conclusiones: *i*) el dinero es neutral respecto a la producción del PIB real en Nicaragua durante el período señalado; es decir, los cambios permanentes de la cantidad de dinero no afectaron el PIB real; dada la metodología de FS, se obtiene este resultado porque las

<sup>1</sup> Pueden encontrarse algunos trabajos que muestran efectos muy persistentes de un cambio permanente de dinero. Véase Blinder y Fisher (1981) y Bental y Eden (1996), por ejemplo (los autores agradecen al dictaminador anónimo de *El Trimestre Económico* las referencias).

<sup>2</sup> Normalmente, se excluye los saldos monetarios reales de la lista de variables, por lo que cambios en la tasa de crecimiento de dinero tampoco tienen el efecto mencionado.

dos medidas de dinero, la base monetaria y  $M_{2a}$ , son integrados de orden dos y el PIB real es integrado de orden uno, y *ii*) el dinero no es superneutral respecto al PIB real en el país; los cambios permanentes de la tasa de crecimiento de dinero tuvieron efectos significativos y negativos en el PIB real; se obtiene este resultado para ambas medidas de dinero.

En la siguiente sección se describe la prueba de FS y, brevemente, la bibliografía relacionada, con hincapié en el concepto de superneutralidad. Después se presenta un análisis de las experiencias macroeconómicas de Nicaragua durante el período y las propiedades de series de tiempo de los datos. Posteriormente, se presenta los resultados de las pruebas de FS y al final se expone las conclusiones.

## II. LA METODOLOGÍA DE FISHER Y SEATER

FS empiezan con un modelo ARIMA log-lineal de dos variables. El modelo, expuesto en las ecuaciones (1) y (2), es estacionario e invertible. Las variables son  $m_t$  y  $y_t$ . Se pueden aplicar las pruebas de FS a cualquier variable pero en este artículo  $m_t$  es el logaritmo de dinero y  $y_t$  es el logaritmo del PIB real. Los términos de error  $u_t$  y  $w_t$  están distribuidos independientemente.

$$(1) \quad a(L)\Delta^{(m)} m_t = b(L)\Delta^{(y)} \gamma_t + u_t$$

$$(2) \quad d(L)\Delta^{(y)} y_t = c(L)\Delta^{(m)} m_t + w_t$$

La notación  $\langle q \rangle$  se refiere al orden de integración de la variable  $q = m, y$ .<sup>3</sup>  $L$  es el operador de rezagos,  $\Delta = 1 - L$ , y  $a_0 = d_0 = 1$ . Definen la derivada a largo plazo ( $LRD_{y,x}$ ) del PIB real respecto a un cambio permanente de la variable monetaria,  $x$ , como indica la ecuación (3):

$$(3) \quad LRD_{y,x} = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial y_{t+k} / \partial u_t}{\partial x_{t+k} / \partial u_t}$$

con tal que:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial x_{t+k}}{\partial u_t} \neq 0$$

<sup>3</sup> Se sustituyen  $m$  y  $y$  (los logaritmos del dinero y del PIB, respectivamente) en lugar de la notación más general que emplean FS. Por lo demás, se usa su notación para todo el análisis.

Nótese que  $x_t = m_t$  si  $(m) = 1$  y  $x_t = \Delta m_t$  si  $(m) = 2$ . Cuando el límite del denominador de (3) es 0, no hay cambios permanentes de la variable monetaria  $y$ , por tanto, no se pueden probar las proposiciones de neutralidad ni superneutralidad. Cuando  $(m) \geq 1$ , FS muestran que la ecuación (3) se puede expresar como:

$$(3') \quad LRD_{y,x} = \frac{(1-L)^{\langle x \rangle - \langle y \rangle} \gamma(L)|_{L=1}}{\alpha(L)}$$

en la que  $\alpha(L)$  y  $\gamma(L)$  son funciones de los coeficientes de las ecuaciones (1) y (2).<sup>4</sup> La ecuación (3') muestra que el valor de  $LRD_{y,x}$  es dependiente de  $\langle x \rangle - \langle y \rangle$ , esto es, de la diferencia de los órdenes de integración de la variable monetaria y el PIB real.

Las pruebas de raíces unitarias, presentadas líneas abajo, indican que el PIB real de Nicaragua es  $I(1)$  y que ambas medidas de dinero son  $I(2)$ . Entonces se considera solamente la situación de  $(m) = 2$ , es decir  $\langle \Delta m \rangle = \langle y \rangle = 1$ .<sup>5</sup> Estos órdenes de integración implican dos hechos importantes. Primero, el valor de:

$$LRD_{y,x} = \frac{(1-L)^{\langle m \rangle - \langle y \rangle} \gamma(L)|_{L=1}}{\alpha(L)} = \frac{(1-L)^{2-1} \gamma(L)|_{L=1}}{\alpha(L)} = 0$$

Es decir, el valor de la derivada a largo plazo del PIB real respecto a un cambio permanente del dinero, es 0. Así, no se puede rechazar la hipótesis de neutralidad monetaria en el caso de Nicaragua. Segundo, se puede probar la existencia de superneutralidad de dinero. En este caso  $LRD_{y,\Delta m}$  es la elasticidad a largo plazo de PIB real respecto al crecimiento de dinero. Por tanto la ecuación (3') se convierte en la (4):

$$(4) \quad LRD_{y,\Delta m} = \frac{c(1)}{d(1)}$$

Si se supone que el dinero es exógeno a largo plazo, FS muestran que  $b_k$ , el coeficiente de la diferencia de  $\Delta m_t$  y  $\Delta m_{t-k-1}$  en la ecuación (5), es un estimador congruente de  $c(1)/d(1)$ .

$$(5) \quad y_t - y_{t-k-1} = a_k + b_k (\Delta m_t - \Delta m_{t-k-1}) + e_{kt}$$

Se usa la ecuación (5) para probar la existencia de superneu-

<sup>4</sup> Específicamente,  $\alpha(L) = d(L) / [a(L)c(L) - b(L)c(L)]$  y  $\gamma(L) = c(L) / [a(L) - b(L)c(L)]$ .

<sup>5</sup> Nótese que  $\langle \Delta m \rangle = \langle m \rangle - 1$  en la notación de FS.

tralidad a largo plazo.<sup>6</sup> FS estimaron la ecuación (5) con datos mensuales de dinero y los saldos reales durante la hiperinflación en Alemania después de la primera guerra mundial, encontrando que el dinero no es superneutral respecto a los saldos reales en ese caso.

Muchos de los estudios que usan la metodología de FS han utilizado los datos de los países industriales y encontrado que las variables monetarias y las variables reales son  $I(1)$ . En estos casos se prueba la neutralidad monetaria usando el resultado indicado en la nota 6 de pie de página. Entre estos estudios se incluyen Boschen y Otrok (1994), Haug y Lucas (1997), Olekalns (1996), y Coe y Nason (2002). En todos ellos generalmente hay evidencia de la neutralidad monetaria. Wallace (1999) concluye que la producción real y dos medidas de dinero son  $I(1)$  en México y aplica la prueba de neutralidad monetaria de FS. No se puede rechazar la hipótesis de neutralidad en el caso de México durante 1932-1991.

A diferencia de estos estudios, Bae y Ratti (2000) descubren que el dinero es  $I(2)$  y la producción real es  $I(1)$  en Brasil y Argentina. Dados estos órdenes de integración no se puede rechazar la hipótesis de neutralidad pero sí probar la existencia de superneutralidad. En ambos países, el dinero no es superneutral y, más aún, los aumentos en el crecimiento monetario han disminuido la producción real.

Noriega (2004) usa los mismos datos de Wallace pero una prueba de raíz unitaria diferente y concluye que  $M_1$  y  $M_2$  son  $I(2)$  y el PIB real es  $I(1)$  en México durante el período 1932-1992. De nuevo, con la metodología de FS no se puede rechazar la neutralidad monetaria dados estos órdenes de integración. El autor prueba la superneutralidad y concluye que ambas medidas de dinero son superneutrales durante 1932-1992.

### III. DATOS

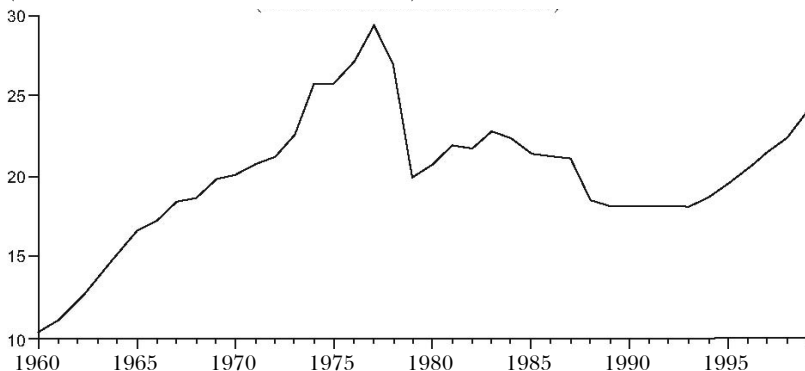
Se usan los datos del Banco Central de Nicaragua (BCN, 2003). Las medidas usadas de dinero son los logaritmos de la base monetaria y  $M_{2a}$ . El logaritmo del PIB es la medida de la producción agregada real de la economía. Se proporciona más información de los datos en el apéndice.

Los datos del PIB real (gráfica I) muestran que la economía

<sup>6</sup> FS muestran que se puede probar la propuesta de neutralidad cuando  $(m)=1$  y  $(y)=1$ . El modelo estimado es  $y_t - y_{t-k-1} = a_k + b_k(m_t - m_{t-k-1}) + e_{kt}$  en este caso.

nicaragüense creció de 1960 hasta 1977. Pero, según Ocampo (1992) la gestión ortodoxa de la economía terminó después del terremoto de 1972. Durante ese año, los déficit presupuestarios del gobierno comenzaron a aumentar. Posteriormente, los choques del precio del petróleo y la intensificación de la guerra interna con los sandinistas empeoran la situación económica. En 1978 el PIB real disminuyó casi 8% y más de 26% el siguiente año cuando los sandinistas tomaron el control del país. Excepto por una disminución ligera en 1982, la economía creció durante 1980-83. Sin embargo, en 1984 el PIB real disminuyó 1.6%, el primero de ocho años consecutivos de decrecimiento de la producción real. Según Ocampo, la guerra interna con los contras y la oposición de Estados Unidos al régimen sandinista tuvieron efectos desestabilizadores durante ese período. Casi no hubo crecimiento económico en los años 1992-93, pero después de 1993 las tasas de crecimiento real fluctuaban entre 3.3 y 7.4 por ciento.

**GRÁFICA I. NICARAGUA: PRODUCTO INTERNO BRUTO REAL, 1960-1999**  
(en miles de millones de córdobas de 1980)



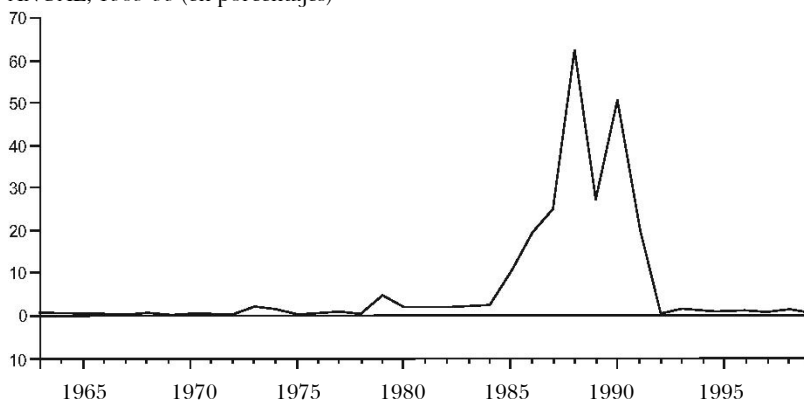
En la primera parte del período, 1960-78, la tasa anual más alta de inflación fue de 27% en 1973. Los únicos otros años con tasas superiores a 10% fueron 1974 (18.3%) y 1977 (10.2%). Pero esta situación cambió en 1979 cuando la tasa anual de inflación alcanzó 79% y quedaría superior a 23% hasta 1985 cuando la inflación fue 219%. La situación inflacionaria empeoró durante los siguientes seis años. La tasa de inflación anual fluctuaba entre 747 y 33 548% durante 1986-91. La gráfica II muestra las tasas de inflación como el promedio mensual de cada año.<sup>7</sup>

<sup>7</sup> Una gráfica con las tasas anuales es difícil de leer como resultado de la distorsión de la escala para acomodar las tasas de hiperinflación. El uso de tasas del promedio mensual de cada año disminuye este problema.



En 1988 y 1990 las tasas promedio mensual excedían 50%, la norma común de hiperinflación. Pero en 1992 la tasa de inflación bajó a 3.5% y continuó siendo menor a 20% hasta 1999. Congruente con las observaciones de Sargent (1993), la disminución del déficit presupuestario del gobierno que comenzó en 1991 acompañó la eliminación de la hiperinflación. Lo que es más, no se presentó ninguna disminución del PIB real en 1992-1993 e, incluso, éste comenzó a crecer en 1994.

**GRÁFICA II.** NICARAGUA: TASA MENSUAL DE INFLACIÓN, PROMEDIO ANUAL, 1963-99 (en porcentajes)



Un supuesto de la prueba de FS es que el dinero es exógeno. Se examina este aspecto con la prueba de causalidad de Granger.<sup>8</sup> La hipótesis nula de esta prueba en el caso de neutralidad monetaria es que el PIB real no causa al dinero en el sentido de Granger. Cuando se aplica la prueba al PIB y la base monetaria el valor de  $p$  es más que 0.8. De la misma manera, para el PIB y  $M_{2a}$ , el valor de  $p$  es mayor a 0.75. Entonces no se puede rechazar la hipótesis nula de que el PIB no causa al dinero en el sentido de Granger. Estos resultados sugieren que ambas medidas de dinero son exógenos.<sup>9</sup>

Las propiedades de series de tiempo de los datos son críticas para la prueba de Fisher-Seater. En particular, es necesario determinar los órdenes de integración de las variables. Se usan las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas (DFA) y de Phillips-

<sup>8</sup> Se usan dos y cuatro rezagos en la prueba de Granger. Esencialmente, los resultados son los mismos por ambos rezagos.

<sup>9</sup> La falta de rechazo de la hipótesis nula en la prueba de causalidad de Granger no es una condición suficiente de exogeneidad, pero un rechazo de ésta sería evidencia sólida contra la exogeneidad.

Perron (PP) para analizar los órdenes de integración. Se utilizaron las ecuaciones con constante, tendencia, y los rezagos de uno a tres en las pruebas de raíces unitarias. Los resultados de las pruebas de DFA y PP son los mismos para los logaritmos de la base monetaria, el  $M_{2a}$ , y el PIB; en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de que la variable tiene raíz unitaria. Para probar la existencia de una segunda raíz unitaria se usaron las pruebas con y sin tendencia, con constante, y los rezagos de uno y tres. Los resultados indican que la primera diferencia del (logaritmo del) PIB real es estacionaria, es decir, el PIB es  $I(1)$ . Pero la primera diferencia de dinero ( $M_{2a}$  o base monetaria) no es estacionaria. Generalmente la eliminación de la tendencia no cambió los resultados.<sup>10</sup> Los resultados para el dinero implican que es necesario examinar la segunda diferencia de éste. Las pruebas en ambas medidas de dinero indican que las segundas diferencias son estacionarias, entonces ambas son  $I(2)$ .

#### IV. LAS PRUEBAS DE FISHER-SEATER

Dado el supuesto de exogeneidad de dinero, los órdenes de integración de las variables,  $I(2)$  para el logaritmo de dinero e  $I(1)$  para el logaritmo del PIB real, implican que se puede probar la superneutralidad de dinero en Nicaragua. Para una prueba de superneutralidad es necesario evaluar la derivada a largo plazo del PIB respecto a cambio permanente de la tasa de crecimiento de dinero. Es decir, se evalúa la ecuación (3) con  $x = \Delta m$ . Los órdenes de integración del dinero y el PIB indican que se puede utilizar la ecuación (5) para probar la existencia de superneutralidad y que  $b_k$  en dicha regresión es un estimador congruente de la  $LRD_{y, \Delta m}$ . Debido a que hay solamente 39 observaciones del PIB y el crecimiento del dinero para Nicaragua, se estimó la ecuación (5) con valores de  $k = 1 \dots 17$ .

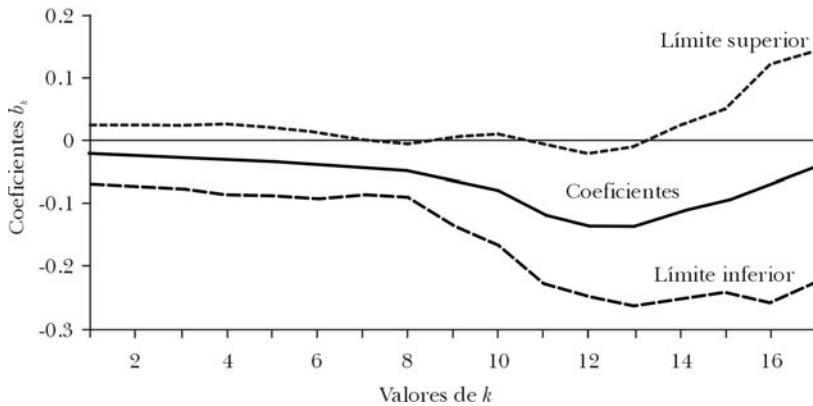
La gráfica III muestra los coeficientes estimados,  $b_k$ , y el intervalo de confianza de 95% cuando la primera diferencia del logaritmo de la base monetaria es la variable explicativa.<sup>11</sup> Se observa en la gráfica que puede rechazarse la hipótesis nula de superneutralidad en Nicaragua pero el rechazo no es sólido.

<sup>10</sup> La prueba con tres rezagos y sin tendencia indica que no se puede aceptar la hipótesis nula de una raíz unitaria en el dinero (base o  $M_{2a}$ ) al nivel significativo de 10%. Entonces este resultado sugiere que el dinero es  $I(1)$ . Pero esta situación es la única de rechazo de la hipótesis nula.

<sup>11</sup> Los grados de libertad son  $T/k$ , en el que  $T = 39$  es el número de observaciones.

Los coeficientes de  $k = 8, 11, 12$  y  $13$  son negativos y el intervalo de confianza se ubica por debajo de 0 para estos valores de  $k$ , así los coeficientes son significativos.<sup>12</sup> Por tanto, estos valores negativos sugieren que las tasas altas de crecimiento monetario disminuían el producto interno bruto real de Nicaragua. Los resultados con la medida  $M_{2a}$  son muy similares (gráfica IV), excepto que el valor del coeficiente  $b_k$ ,  $k = 7$  también es significativo (ligeramente).

**GRÁFICA III. NICARAGUA: PRUEBA DE SUPERNEUTRALIDAD-BASE MONETARIA: COEFICIENTES E INTERVALO DE CONFIANZA DE 95%, 1961-99**

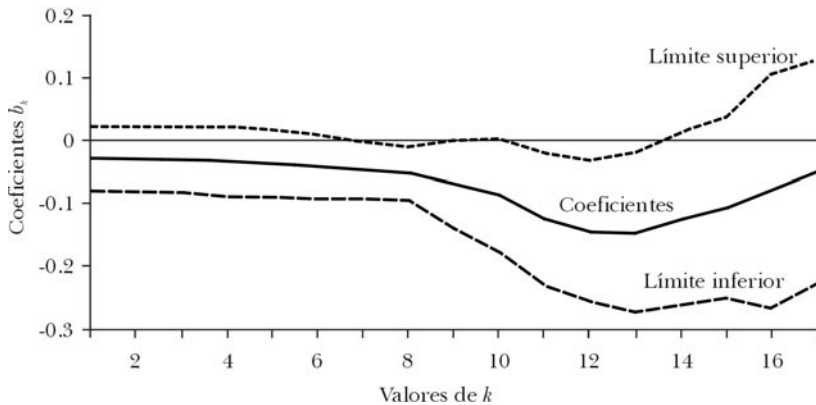


Los resultados obtenidos para ambas medidas de dinero sugieren que se puede rechazar la hipótesis nula de la superneutralidad de dinero en Nicaragua. La razón más probable para este resultado es que las altas tasas de crecimiento del dinero causaron la inflación y ésta impuso los costos reales —las disminuciones del PIB real— a la economía. Este resultado es congruente con la evidencia de Bruno y Easterly (1998), que concluyen que las tasas de inflación superiores a 40% anual disminuyen la tasa de crecimiento económico.

Debemos señalar que la evidencia contra la existencia de superneutralidad no es muy sólida. De los 17 coeficientes estimados, sólo cuatro (cinco) son significativos cuando la base monetaria ( $M_{2a}$ ) es la variable de dinero. Ciertamente, la inflación impuso los costos a la economía pero es probable que la guerra haya tenido un mayor efecto económico.

<sup>12</sup> Un valor de  $k = 8$ , por ejemplo, implica las diferencias de  $k + 1 = 9$  períodos de las variables de la prueba. Por ejemplo, cuando  $k = 8$   $\Delta m_t - \Delta m_{t-k-1}$  es la diferencia de la tasa de crecimiento de dinero en el período  $t$  y su valor nueve períodos antes.

**GRÁFICA IV. NICARAGUA: PRUEBA DE SUPERNEUTRALIDAD- $M_{2a}$ : COEFICIENTES E INTERVALO DE CONFIANZA DE 95%, 1961-99**



### Apéndice

Los datos del producto interno bruto real, la base monetaria, el  $M_{2a}$  y de la inflación son del Banco Central de Nicaragua (BCN). Los datos son anuales del período 1960-1999. Durante ese período el gobierno cambió dos veces la unidad monetaria. En respuesta a tasas altas de inflación se introdujo el nuevo córdoba en 1988, a una tasa de mil córdobas por un nuevo córdoba. Durante los siguientes tres años se manifestó la hiperinflación en Nicaragua. En 1991 se sustituyó el nuevo córdoba con el córdoba oro al tipo de cinco millones de nuevos córdobas por un córdoba oro (Ocampo, 1992).

El BCN registra los datos monetarios en términos del dinero del día. Es decir, de 1960 a 1987 los datos de dinero son de córdobas; de 1988-1990 son de nuevos córdobas, y después de 1990 son de córdobas oro. Para obtener una serie congruente se usaron los tipos de cambio presentados por Ocampo. Se dividen los datos monetarios antes de 1988 entre mil y se multiplican los datos de dinero después de 1990 por cinco millones para convertir la base monetaria y el  $M_{2a}$  a nuevos córdobas.

Los datos del PIB real e inflación son directamente del BCN. No se requirieron ajustes como en el caso de los datos monetarios.

### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Bae, S., y R. A. Ratti (2000), "Long-run Neutrality, High Infla-

- tion, and Bank Insolvencies in Argentina and Brazil”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, pp. 581-604.
- Banco Central de Nicaragua (2003), en el sitio, <http://www.bcn.gob.ni/>.
- Bental, B., y B. Eden (1996), “Money and Inventories in an Economy with Uncertain and Sequential Trade”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, pp. 445-59.
- Blinder, A. S., y S. Fischer (1981), “Inventories, Rational Expectations, and the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 8, pp. 277-304.
- Boschen, J. F., y C. M. Otrok (1994), “Long-run Neutrality and Super neutrality in an ARIMA Framework: Comment”, *American Economic Review*, vol. 84, pp. 1470-73.
- Bruno, M., y W. Easterly (1998), “Inflation Crises and Long-run Growth”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 41, pp. 3-26.
- Bullard, J. (1999), “Testing Long-run Monetary Neutrality Propositions: Lessons from Recent Research”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, pp. 57-78.
- Coe, P. J., y J. M. Nason (2002), “The Long-horizon Regression Approach to Monetary Neutrality: How Should the Evidence Be Interpreted?”, *Economics Letters*, vol. 78, pp. 351-56.
- Espinosa-Vega, M., y S. Russell (1998), *The Long-run Real Effects of Monetary Policy: Keynesian Predictions from a Neoclassical Model*, Federal Reserve Bank of Atlanta (Working Paper, nº 98-6).
- Feliz, R., y J. H. Welch (1997), “Cointegration and Tests of a Classical Model of Inflation in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico, and Peru”, *Journal of Development Economics*, vol. 52, pp. 189-219.
- Fisher, M. E., y J. J. Seater (1993), “Long-run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework”, *American Economic Review*, vol. 83, pp. 402-15.
- Gylfason, T. (1998), “Output Gains from Economic Stabilization”, *Journal of Development Economics*, vol. 56, pp. 81-96.
- Haug, A. A., y R. F. Lucas (1997), “Long-run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment”, *American Economic Review*, vol. 87, nº 4, pp. 756-59.
- Lucas, R. E. (1972), “Expectations and the Neutrality of Money”, *Journal of Economic Theory*, vol. 4, pp. 103-124.
- Newey, W. K., y K. D. West (1994), “A Simple, Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, vol. 55, pp. 703-708.
- Noriega, A. E. (2004), “Long-run Monetary Neutrality and the

- Unit Root Hypothesis: Further International Evidence”, *North American Journal of Economics and Finance* (en prensa).
- Ocampo, J. A. (1992), *Hyperinflation and Stabilization in Nicaragua*, texto mimeografiado, Banco Central de Nicaragua.
- Olekalns, N. (1996), “Some Further Evidence on the Long-run Neutrality of Money”, *Economics Letters*, vol. 50, pp. 393-98.
- Sargent, T. (1993), *The Ends of Four Big Inflations in Rational Expectations and Inflation*, segunda edición, Harper Collins, Nueva York.
- Wallace, F. H. (1999), “Long-run Neutrality of Money in the Mexican Economy”, *Applied Economics Letters*, vol. 6, pp. 637-640.

# Índice 2004

- Arguedas Gonzales, Claudia, Las tasas de interés en moneda nacional y la inflación: una revisión de la Hipótesis de Fisher para Bolivia. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 325-41.
- Buisán, Ana, Juan Carlos Caballero, José Manuel Campa y Noelia Jiménez, La importancia de la histéresis en las exportaciones de manufacturas de los países de la UEM. || N° 2, abril-junio, pp. 169-222.
- Bussinger, Gustavo, El canal de crédito como mecanismo de transmisión de la política monetaria en Brasil. || N° 3, julio-septiembre, pp. 243-62.
- Driscoll, John C., y Steinar Holden, Coordinación, trato justo y persistencia de la inflación. || N° 2, abril-junio, pp. 97-129.
- D'Souza, Christopher, y Alexandra Lai, ¿Cómo responden los bancos a los choques de capital? || N° 1, enero-marzo, pp. 33-56.
- Hernández Acevedo, Luis Mario, Señales de política monetaria y tasas de interés en México. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 343-67.
- Kozicki, Sharon, ¿De qué forma afectan las revisiones de datos a la evaluación y conducción de la política monetaria? || N° 4, octubre-diciembre, pp. 369-406.
- López R., Antonio J., Intermediación crediticia y actividad económica en Venezuela. || N° 1, enero-marzo, pp. 1-32.
- Mayorga Martínez, Mauricio, Juan C. Quirós Solano y Álvaro Solera Ramírez, Efectos asimétricos de la política monetaria. || N° 1, enero-marzo, pp. 57-67.
- Mayorga Martínez, Mauricio, y Evelyn Muñoz Salas, ¿Existe disciplina de mercado en el sistema bancario costarricense? || N° 3, julio-septiembre, pp. 263-89.
- Morán Samayoa, Hilcías Estuardo, y Héctor Augusto Valle Samayoa, Un modelo básico de política monetaria para Guatemala. || N° 3, julio-septiembre, pp. 223-42.
- Ochoa, Marcelo, y Walter Orellana R., Una aproximación no lineal a la relación inflación-crecimiento económico: un estudio para América Latina. || N° 1, enero-marzo, pp. 69-96.
- Posada, Carlos Esteban, y José Fernando Escobar, Crecimiento económico y gasto público: experiencias internacionales y el caso colombiano, 1982-99. || N° 2, abril-junio, pp. 131-67.
- Sánchez Fung, José R., Reglas monetarias, metas de inflación y sus aplicaciones potenciales en la República Dominicana. || N° 3, julio-septiembre, pp. 291-323.



Wallace, Frederick H., Gary L. Selley y Luis F. Cabrera Castellanos, Pruebas de la neutralidad monetaria a largo plazo: el caso de Nicaragua. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 407-418.



**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 n.º 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*

Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisenverband e. V. (Confederación Alemana de Cooperativas)	Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)
Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Superintendencia de Bancos (Panamá)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Banco Centroamericano de Integración Económica
	Banco Latinoamericano de Exportaciones, S. A.
	Fondo Latinoamericano de Reservas