

monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXVI, NÚMERO 4, OCTUBRE-DICIEMBRE

2003

CEMLA

ASAMBLEA

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

JUNTA DE GOBIERNO, 2003-2005

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

AUDITORÍA EXTERNA
Banco de México

PERSONAL DIRECTIVO

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

monetaria

VOLUMEN XXVI, NÚMERO 4, OCTUBRE-DICIEMBRE DE 2003

Diego Winkelried Quezada

345 Indicadores adelantados de la inflación en el Perú

Claudia Arguedas

Jorge Requena

383 La dolarización en Bolivia: una estimación de la elasticidad de sustitución entre monedas

Héctor A. Valle S.

407 Pronósticos de inflación para Guatemala hechos con modelos ARIMA y VAR

Jesús R. González García

429 La dinámica del consumo privado en México: un análisis de cointegración con cambios de régimen

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

Diego Winkelried Quezada

Indicadores adelantados de la inflación en el Perú

I. INTRODUCCIÓN

La idea de que un banco central fundamente sus acciones de política en estimaciones de la futura evolución de la economía no sólo ha sido discutida en foros académicos, sino que ha despertado el interés de los diseñadores de política. El comportamiento anticipado y preventivo de las autoridades monetarias es cada vez más común, siendo una de sus expresiones mejor lograda la puesta en marcha de esquemas de metas de infla-

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de D. Winkelried Quezada, economista, en el Departamento de Análisis Macroeconómico, del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). El autor desea reconocer el apoyo brindado en cada una de las etapas de esta investigación por parte de Susana Ishisaka y de Jorge Loyola de la Subgerencia de Investigación y Análisis Global del BCRP. Asimismo, agradece los oportunos e interesantes comentarios de Marco Vega de la Subgerencia del Sector Monetario del BCRP y de los participantes en la VII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, organizada por el CEMLA y el Banco de Guatemala, en la ciudad de Guatemala, del 20 al 22 de noviembre de 2002. El contenido de este artículo no representa necesariamente la opinión de ninguna de las personas o instituciones mencionadas. (Nota del editor: los cuadros 2, 3, 4, 5 y 6 señalados en el texto fueron omitidos, por razones editoriales, sin embargo, pueden obtenerse en el portal de Internet: http://www.bcrp.gob.pe/Espanol/WPublicaciones/Revista/Rev09/01_Winkelried.pdf.)

ción, *inflation targeting*, donde los pronósticos de inflación de los bancos centrales adoptan el rol de metas intermedias.

El Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) no es la excepción a esta corriente. Desde 1994 viene anunciando rangos objetivos anuales y proyecciones multianuales de la inflación y ha mostrado una gran efectividad en cumplir con los propósitos trazados. A inicios del año 2002, el BCRP puso en manifiesto la adopción de este esquema, a fin de consolidar los éxitos obtenidos en la década de los noventa, de ser partícipe de una mayor comunicación con el público y operar con mayor transparencia.

En este documento se discute una serie de aspectos vinculados con uno de los componentes más importantes del esquema: la predicción de la inflación. Tomando como antecedentes las investigaciones de Barrera (1997, 1999), se desarrolla un sistema de predicción de la inflación de corto y mediano plazo con modelos bivariados lineales. Asimismo, se construyen índices adelantados de la inflación, a partir de sus indicadores anticipados individuales más importantes. La principal motivación detrás de ello no sólo se encuentra en obtener pronósticos puntuales de la inflación, sino en determinar aquellos conjuntos de información que adelanten con la suficiente anticipación (cualitativamente) el comportamiento del objetivo del BCRP, de modo que se tenga el suficiente margen de maniobra para modificar oportunamente la posición de la política monetaria.

La literatura concerniente con predicciones es amplia.¹ Este documento recopila un conjunto considerable de criterios de evaluación y los consolida con el fin de encontrar los principales indicadores adelantados de la inflación en Perú y establecer *rankings* de desempeño. Además, se estudia la posibilidad de mejorar, en términos de precisión y horizonte predictivo, los pronósticos conseguidos con indicadores individuales, a través de la combinación de predicciones y de la composición de índices adelantados. Para tales efectos, se realiza una simulación sobre el poder de modelos VAR bivariados, basada en evaluaciones fuera de la muestra. Este aspecto es fundamental ya que las conclusiones obtenidas en el análisis dentro de la muestra rara vez son coincidentes con aquéllas deducidas fuera de la ella,² que son las relevantes en la práctica. Este fenómeno tiene que ver con la sobrestimación de datos: una especificación que estima y explica de forma poco realista los datos observados, en

¹ Una buena recopilación bibliográfica se encuentra en Diebold y López (1996).

² Véase Chauvet (2000).

el sentido de capturar hechos históricos que difícilmente serán repetidos en el mediano plazo, normalmente contradice el fin de obtener buenas predicciones fuera de la muestra.³ Por este motivo, junto con la reducida muestra con la que se cuenta,⁴ la parsimonia es una de las piedras angulares en el sistema explicado posteriormente.

En este trabajo se pretende alcanzar dos objetivos puntuales. En primer lugar, brindar evidencia, alternativa a la ya conocida, sobre aquellos indicadores adelantados que ayuden a pronosticar la inflación en períodos de un año y más, dada la necesidad de plantear un esquema multianual en el diseño de la política monetaria. Ello no sólo permite obtener una trayectoria estimada de la inflación futura, sino que puede ser de gran utilidad para investigaciones posteriores que provean de un mayor conocimiento de los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Con la misma perspectiva, las proyecciones generadas podrían servir como referencia para simulaciones de política con modelos estructurales.

En muchos países, sobre todo industrializados, la toma de decisiones de los agentes económicos se basan en el seguimiento de algún índice compuesto adelantado típicamente del producto y la inflación. Este tipo de índices son calculados por agencias gubernamentales o privadas y son una manera efectiva de guiar las expectativas. En países como Perú, esta práctica es inexistente para la inflación, básicamente por falta de experiencia en la construcción de estos indicadores, que implica juicios de valor del personal de la mencionada agencia, y el aparente desinterés en promulgarlo. A partir de criterios estadísticos este trabajo construye un gran número de índices adelantados de la inflación y muestra su buen desempeño. Así pues, el segundo objetivo planteado es exponer esta práctica en el manejo de la información y rescatar algunos aspectos particularmente útiles de los índices compuestos en el monitoreo de la política monetaria.

El documento se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se presentan los aspectos metodológicos. Se exponen los criterios de evaluación utilizados y las formas de

³ Por ello, la única "variable" exógena contemplada en los modelos estimados es un intercepto.

⁴ Algo más de 100 observaciones. No es conveniente incluir observaciones anteriores a 1991-1992 (ya que en los primeros años de esa década se aplicaron una serie de medidas de estabilización y reformas estructurales, para corregir el exagerado desorden macroeconómico del Perú originado a fines de los ochenta cuando se pasó por un proceso hiperinflacionario).

combinar proyecciones y componer índices. En la tercera sección, se describe el funcionamiento de las simulaciones llevadas a cabo y algunas particularidades saltantes de los datos empleados. La cuarta sección presenta los resultados más importantes en términos del perfil de los indicadores individuales *vis-a-vis* las proyecciones combinadas y los índices compuestos, horizontes predictivos y predicción en tiempo real, mientras que la quinta sección concluye. Los resultados más relevantes (cuadros estadísticos) son presentados en el Anexo del documento. Resultados intermedios pueden ser solicitados al autor.

II. ASPECTOS METODOLÓGICOS

En adelante, se utilizará la siguiente notación: la inflación en el período t es denotada por π_t y con el regresor x_{it} se desea obtener un pronóstico de h períodos en adelante, siendo la última observación realizada la del período T . Asimismo, i es el subíndice que indica cuál de las m variables disponibles es utilizada ($i = 1, 2, \dots, m$) mientras que el subíndice j se refiere a algún período pronosticado ($j = 1, 2, \dots, h$).

1. Enfoque bivariado y criterios de evaluación

Como punto de partida en el análisis se plantea el sistema bivariado:

$$(1) \quad \begin{aligned} \pi_t &= \alpha_\pi + \beta_\pi(L)x_{i,t-1} + \rho_\pi(L)\pi_{t-1} + \mu_{\pi,t} \\ x_{i,t} &= \alpha_x + \beta_x(L)x_{i,t-1} + \rho_x(L)\pi_{t-1} + \mu_{x,t} \end{aligned}$$

donde los órdenes de los polinomios β_π , β_x , ρ_π y ρ_x son establecidos por separado con el propósito de minimizar el criterio de información de Schwarz de cada ecuación, para así obtener especificaciones parsimoniosas. Ya que este procedimiento no asegura la coincidencia del número de regresores en ambas ecuaciones, el sistema (1) es estimado vía SUR,⁵ como lo sugieren estudios desde Zellner y Palm (1962).⁶

⁵ La forma de especificar cada modelo puede ser considerada como un caso intermedio entre la práctica tradicional de elegir el mismo orden para los polinomios de ambas ecuaciones a través de la minimización de criterios de información del sistema en conjunto y la identificación de submodelos (modelos con restricciones de exclusión) presentada en Barrera (1997). El primer procedimiento no es funcional en muestras pequeñas. Por su parte, si bien la estimación por MCG de los submodelos restringidos parsimoniosos de Barrera (1997) genera proyecciones altamente satisfac-

Con la especificación (1) es posible lograr la predicción con información disponible en T , definida como la extrapolación lineal de (1):

$$(2) \quad \begin{aligned} \hat{\pi}_{i,T+j/T} &= \hat{\alpha}_\pi + \hat{\beta}_\pi(L)\hat{x}_{i,T+j-1/T} + \hat{\rho}_\pi(L)\hat{\pi}_{T+j-1/T} \\ \hat{x}_{i,T+j/T} &= \hat{\alpha}_x + \hat{\beta}_x(L)\hat{x}_{i,T+j-1/T} + \hat{\rho}_x(L)\hat{\pi}_{T+j-1/T} \end{aligned}$$

donde $\hat{z}_{i/T} = z_t$ si $t \leq T$. A partir de ella, se computa el error de predicción:

$$(3) \quad e_{i,j} = \pi_{T+j} - \hat{\pi}_{i,T+j/T}$$

La raíz del promedio de los cuadrados de (3), la raíz del error cuadrático medio (RECM), resulta ser uno de los indicadores de bondad predictiva más divulgado y usualmente el único criterio de evaluación utilizado. Sin embargo y por razones expuestas en la sección III, el uso de medidas alternativas resulta ventajoso, las cuales describimos a continuación.

En primer lugar, a partir del error cuadrático medio, el tradicional coeficiente de desigualdad de Theil (1961), conocido como U de Theil, puede ser determinado como se señala en la ecuación (4):

$$(4) \quad U = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^h (\pi_{T+j} - \hat{\pi}_{T+j/T})^2}}{\sqrt{\sum_{j=1}^h \pi_{T+j}^2} + \sqrt{\sum_{j=1}^h \hat{\pi}_{T+j/T}^2}}$$

La U de Theil es una medida acotada entre cero y uno, de modo que la proyección perfecta está asociada con un valor nulo de U .⁷

En segundo lugar, como requisito indispensable de bondad, una predicción debe ser insesgada. Con el fin de verificar esta característica se ejecuta la denominada prueba de racionalidad.⁸ La idea fundamental es que el error de predicción sea centrado en cero y que la predicción haya sido efectuada racionalmente, es decir que este error no se encuentre correlacio-

torias al mejorar la precisión de los parámetros estimados, su superioridad no es clara con respecto al presente planteamiento SUR.

⁶ Puntualmente, se adaptó el algoritmo de estimación *stepwise* expuesto en Neumaier y Schneider (2000).

⁷ Mediante simulaciones de Monte Carlo, Granger y Newbold (1986) encuentran que (4) no es una buena medida de predicción en modelos autorregresivos. Este resultado no es necesariamente válido en un contexto VAR por lo que el estadístico (4) es empleado. Véase Armstrong y Fildes (1995).

⁸ Véase Theil (1961), Keane y Runkle (1989), Webb (1991), y Joutz y Stekler (2000).

nado con cualquier información disponible en el período T . Dado que la evaluación se realiza sobre sistemas bivariados, el segundo requisito no se cumplirá necesariamente. Asimismo, su implementación implica el uso de sondeos heurísticos de información, que pueden resultar ociosos. Por esta razón solo se analiza el primer aspecto de racionalidad mencionado. La hipótesis de que la proyección sea insesgada es equivalente a afirmar que en la regresión:

$$(5) \quad \pi_{T+j} = a_0 + a_1 \hat{\pi}_{i,T+j/T} + v_{T+j}$$

se cumple simultáneamente que $a_0 = 0$ y $a_1 = 1$, por lo que una prueba conjunta es planteada.⁹

La tercera medida de bondad predictiva trata de responder cuán efectivo es un modelo en pronosticar la dirección de cambio del nivel de la inflación, sin reparar en consideraciones de sesgo (cuán lejos se encuentra el valor puntual predicho del observado). Para tales efectos se calcula una matriz de confusión:¹⁰

$$(6) \quad P = \begin{bmatrix} (\Delta\pi_{T+j} > 0)(\Delta\hat{\pi}_{i,T+j/T} > 0) & (\Delta\pi_{T+j} > 0)(\Delta\hat{\pi}_{i,T+j/T} \leq 0) \\ (\Delta\pi_{T+j} \leq 0)(\Delta\hat{\pi}_{i,T+j/T} > 0) & (\Delta\pi_{T+j} \leq 0)(\Delta\hat{\pi}_{i,T+j/T} \leq 0) \end{bmatrix}$$

Las columnas de P corresponden a los movimientos de la serie observada mientras que las filas de P corresponden a los movimientos de la serie predicha. Por ejemplo, el elemento P_{11} muestra el número de veces que tanto la proyección como la inflación observada se incrementaron entre tanto P_{12} indica el número de veces en que mientras la inflación observada aumenta, su predicción disminuye (o permanece constante). En este sentido, la diagonal de P indica acertadas predicciones direccionales mientras que los elementos fuera de la diagonal constituyen un conteo de predicciones incorrectas. El perfil agregado de esta matriz es medido a través de la tasa de confusión:

$$(7) \quad CR = 100 \cdot \frac{P_{11} + P_{22}}{P_{11} + P_{22} + P_{12} + P_{21}}$$

⁹ Si fuera posible disponer de toda la información relevante en predecir π_t , esta hipótesis equivale a afirmar que v_t es caracterizado por un proceso $MA(h-1)$. Véase Cumby y Huiznaga (1992).

¹⁰ La matriz de confusión puede ser definida, alternativamente, en términos del rango objetivo de inflación preanunciado por el BCRP. Es decir, se trata de un conteo de cuántas veces la inflación y su pronóstico cayeron por encima (o debajo) del punto medio del rango o dentro (o fuera) del rango.

que no es más que el porcentaje de veces que los movimientos predichos coincidieron con los observados.¹¹

En muchas ocasiones, pronósticos de dos regresores pueden contener la misma información estadística (a pesar de que ambos difieran). A partir de este hecho y basados en pruebas previas,¹² Diebold y Mariano (1996), desarrollan un enfoque general de comparación de predicciones. Si:

$$(8) \quad d_t = e_{r,t}^2 - e_{s,t}^2$$

es la diferencia de los valores de dos funciones de pérdida cuadráticas (para dos modelos r y s), se tiene el estadístico:

$$(9) \quad DM_{rs} = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{\text{var}}(d_t)}} = \frac{\sqrt{h} \sum_{j=1}^h d_j}{h \sqrt{\gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^{h-1} \gamma_j}}$$

que es asintóticamente normal estándar bajo la hipótesis nula de igualdad de bondad predictiva ($E[d_t] = 0$), donde γ_j es la función de autocovarianza de d_t . Así, si DM_{rs} es positivo y significativo se puede rechazar la hipótesis de que los errores de dos predicciones no son significativamente distintos, es decir, la predicción de un modelo es superior.

Finalmente, la estabilidad del comportamiento de la inflación modelado en (1) es una propiedad económica y estadísticamente deseable ya que la falta de estabilidad de un modelo está coligada con fracasos en sus predicciones.¹³ Bajo esta motivación, una prueba de orden de Wilcoxon, cuya hipótesis nula puede resumirse en que dos muestras provienen de la misma distribución poblacional, es adecuada. Así, si esta hipótesis es aceptada al comparar la proyección de π_t con sus valores observados, puede concluirse estabilidad de (1). Por su parte, convencionalmente, el término “estabilidad” se entiende como sinónimo de “constancia de parámetros”. Por ello, se aplica la prueba F -secuencial promedio de Hansen (2000) a la primera ecuación de (1).

2. Enfoque multivariado

La principal crítica al enfoque bivariado de la sección ante-

¹¹ Existe una considerable batería de pruebas estadísticas más formales que la simple observación de una tasa de confusión. Para mayor detalle, consúltese Swanson y White (1995) y Diebold y López (1996).

¹² Pruebas como la de Morgan, Granger y Newbold o la de Messe y Rogoff, todas ellas citadas en Diebold y Mariano (1996), brindaron resultados similares.

¹³ Véase Ericsson (1992) para una buena recopilación bibliográfica al respecto.

rior es que modelos como (1) son muy restrictivos. Ciertamente, éstos pueden ser concebidos como una abstracción intencional del verdadero proceso generador de datos de la inflación. Del mismo modo, basar acciones de política en el pronóstico de un único indicador, aunque sea bueno y estable, conlleva al riesgo de caer en considerables errores de predicción como resultado de características y cambios idiosincrásicos, no modelados, del mencionado indicador.¹⁴ Luego, el desarrollo de modelos bivariados puede entenderse como el punto de partida en la selección de los conjuntos de información de mayor capacidad predictiva de la inflación. La solución natural a las limitantes mencionadas se centra en plantear sistemas multivariados. Sin embargo, la pérdida acelerada de grados de libertad ante la inclusión de variables adicionales en (1) es costosa en términos de sobreestimación y de deficiente desempeño predictivo, dado el reducido tamaño de la muestra.

Se opta por dos enfoques alternativos que mantienen la parsimonia de modelos como (1). El primer enfoque, de larga data,¹⁵ consiste en tratar a las proyecciones de los modelos bivariados como datos y combinarlas. El segundo enfoque radica en construir índices compuestos de un gran conjunto de indicadores individuales y tratarlos como una nueva variable, dentro del contexto bivariado desarrollado. En la medida en que ambas opciones incluyen una mayor cantidad de información potencialmente relevante al proyectar la inflación, se espera que el perfil de las mismas supere a los resultados de los modelos bivariados.

a) Combinación de predicciones

Diebold y López (1996) señalan que combinar predicciones puede entenderse como el importante vínculo entre el corto plazo, en donde existen limitaciones de tiempo, información e incluso de correctas especificaciones dinámicas de las variables, y el largo plazo, donde se asume como concluido el desarrollo de modelos econométricos completos de buen desempeño predictivo. Aunque teóricamente es óptimo combinar conjuntos de información y no proyecciones, el pragmatismo y la sencillez de esta práctica la vuelven sumamente atractiva. Combinar predicciones es motivado por encontrar mejores indicadores de bon-

¹⁴ Véase Dion (1999).

¹⁵ Véase Clemen (1989). Para el caso peruano una buena aproximación se encuentra en Barrera (1999).

dad al rescatarse las virtudes de distintos pronósticos y sintetizarlos en una predicción compuesta.

Recordando que (2) define a la proyección de π_i del modelo i con información disponible hasta el período T , puede pensarse en un pronóstico combinado (de $n \leq m$ modelos) de la forma:

$$(10) \quad \hat{\pi}_{c,T+j/T} = \sum_{i=1}^n w_{i,T} \hat{\pi}_{i,T+j/T}$$

La práctica común de las proyecciones denominadas “de consenso”¹⁶ se reduce en evaluar la mediana de los pronósticos individuales o su promedio (esto es, $w_i = 1/n$). Esta práctica puede ser limitada: considere por ejemplo un pronóstico r ($\leq n$) sesgado; si n no es lo suficientemente grande, (10) puede recoger las fuentes de este sesgo y ser sesgado, problema que es superado si $w_r = 0$. Bajo esta lógica, es conveniente determinar las ponderaciones w con información dentro de la muestra, a partir de la regresión:

$$(11) \quad \pi_{T+j} = \sum_{i=1}^n w_{i,T} \hat{\pi}_{i,T+j/T} + \xi_{T+j}$$

Dadas las magnitudes de n y T (incluso es probable que $n > T$), la estimación de (11) (de ser posible) tendrá, en el mejor de los casos, un número reducido de grados de libertad. Ante ello, Stock y Waston (1999) proponen el estimador de regresión por cordillera:

$$(12) \quad \hat{w}_T = (cI_n + \sum_{t=1}^T \hat{\pi}_t \hat{\pi}_t')^{-1} (\sum_{t=1}^T \hat{\pi}_t \pi_{t+j} + c/n)$$

donde $\hat{w}_T = (\hat{w}_{1,T}, \dots, \hat{w}_{n,T})'$, $\hat{\pi}_t = (\hat{\pi}_{1,t+j/T}, \dots, \hat{\pi}_{n,t+j/T})'$ y $c = k \cdot \text{tr}(n^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\pi}_t \hat{\pi}_t')$.¹⁷

El parámetro k es una constante de control. Puede apreciarse que si $k = 0$, la estimación de w es equivalente a la de MCO mientras que conforme $k \rightarrow \infty$, el estimado de $w \rightarrow 1/n$. Si bien es posible estimar k , se opta por elegirlo entre una gama arbitraria de valores de modo que la combinación obtenida sea precisa.¹⁸

¹⁶ Véase, por ejemplo, Harvey y Newbold (2000).

¹⁷ Este estimador es similar a la técnica bayesiana (Diebold y Pauly, 1990, y Diebold y López, 1996):

$$\hat{w}^{post} = (Q + \sum_{t=1}^T \hat{\pi}_t \hat{\pi}_t')^{-1} (\sum_{t=1}^T \hat{\pi}_t \pi_t' \hat{w}^{mco} + Q \hat{w}^{prior})$$

donde Q es la matriz de precisión *a priori* y w^{mco} es el estimador mínimo cuadrático de w . Note el estimador bayesiano es idéntico a (12) si $Q = cI_n$ y la distribución *a priori* de w es uniforme.

¹⁸ En Barrera (1999) los ponderadores w son elegidos a partir de la maximización de una función de entropía basada en el supuesto de que son uniformemente distribuidos. Ello lleva a que $w_{i,T} = 1/n + a_{i,T}$, donde $a_{i,T}$ es inversamente proporcional a la

b) *Extracción de factores*

Como enfoque alternativo a la combinación de predicciones existe la inquietud de determinar hasta qué punto composiciones de dos o más variables pueden generar una serie de datos que contenga información útil al predecir la inflación. En otras palabras, se trata de averiguar si la información relevante observada puede ser resumida en un (o varios) índice(s), denotado(s) por C_t . Una vez determinado C_t se estima el sistema bivariado:

$$(13) \quad \begin{aligned} \pi_t &= \alpha_\pi + \delta_\pi(L)C_{t-1} + \rho_\pi(L)\pi_{t-1} + \mu_{\pi_c,t} \\ C_t &= \alpha_C + \delta_C(L)C_{t-1} + \rho_C(L)\pi_{t-1} + \mu_{C,t} \end{aligned}$$

y se aplican los criterios de evaluación expuestos.

Existen varios motivos por los que el uso de índices es atractivo en el contexto desarrollado, siendo los más importantes la parsimonia y simplicidad. Si cada de las n variables incluidas en C_t contiene información útil al predecir la inflación, es lógico concluir que C_t será un buen predictor de la misma.¹⁹ Del mismo modo, al encontrar un grupo de variables que prediga adecuadamente la inflación, el uso de índices permite cambiar el análisis individual de cada regresor por el de este grupo, lo que puede resultar sumamente conveniente al comunicar o explicar los orígenes de las proyecciones de inflación.

Si se define a:

$$X_T = [x_{1,T}, x_{2,T}, \dots, x_{n,T}]$$

como un (sub)conjunto de los datos disponibles en T , la manera más sencilla de combinarlos resulta ser el promedio ponderado:

$$(14) \quad C_t = \sum_{i=1}^n c_i x_{i,t}$$

Bajo esta perspectiva, C_t es conocido como índice compuesto. Existe una larga tradición, sobre todo en países industrializados, en el uso y monitoreo de este tipo de indicadores, básica-

varianza del error en predecir π_{T+1} con x_t con información a T . Aunque es difícil establecer comparaciones analíticas entre la propuesta de Barrera y la utilizada en este trabajo, experimentos de Monte Carlo (no reportados) sugieren que ambos procedimientos son similares. Asimismo, una aparente limitación de la primera propuesta es la presencia usual de ponderadores negativos, que ocurre con el método de regresión por cordillera sólo con valores reducidos de k (aunque en este caso el problema es simple de afrontar).

¹⁹ Determinar las n variables que forman C_t implica un algoritmo heurístico de búsqueda a partir de los resultados bivariados más relevantes.

mente destinados a anticipar picos o valles del ciclo económico.²⁰

La elaboración de índices como (13) presenta la ventaja de que, al tratarse de una suma ponderada, elimina parte del ruido de cada indicador individual. Si el conjunto de indicadores x_i se adelanta a la variable por predecir (la inflación), presiones que generen movimientos simultáneos en la mayoría de ellas se verán reflejadas en el índice mientras que movimientos aislados de cada indicador no influenciarán significativamente su comportamiento. Los ponderadores c_i típicamente resultan ser una medida inversa de la variabilidad de x_i y son determinados sobre la base tanto de información cualitativa sobre x_i como por la experiencia de los departamentos de investigación que diseñan y publican los índices compuestos,²¹ al no existir elementos teóricos convencionalmente aceptados que respalden tal decisión.²²

En este trabajo se opta por el uso de métodos de *reducción de datos*. Ello implica la aplicación de técnicas estadísticas o estimaciones condicionales en el cálculo de los ponderadores de (13). Seguidamente se exponen los dos enfoques utilizados. A fin de diferenciar la noción de un índice compuesto como (13) (donde c_i es “cualitativamente” determinado) de índices estimados, estos últimos serán denominados factores²³ por lo que la “construcción del índice compuesto” será llamada extracción de factores.

Factores estáticos: componentes principales

El análisis de componentes principales es una práctica multivariada de evaluación ampliamente utilizada cuando se cuenta con grandes conjuntos de información y se desea expresar los patrones y correlaciones del espacio muestral en un conjunto de menor dimensión ($n \leq m$).²⁴

La intuición detrás de la construcción de los Componentes Principales de un conjunto de datos es sencilla. Se trata de

²⁰ Aunque en estudios como Diebold y Rudebusch (1991) estos índices son utilizados como predictores del nivel de producción y no sólo de sus *turning points*.

²¹ Como parte del diseño empírico de esta investigación, se construyeron una serie de índices compuestos y de difusión como (14) según The Conference Board (1997, p. 6 y 11). Lamentablemente los resultados obtenidos no fueron alentadores, incluso utilizando distintas medidas de variabilidad como la desviación estándar de las x_i y el desvío medio del valor absoluto de sus primeras diferencias.

²² Excepciones son De Leeuw (1991) y Emerson y Hendry (1996).

²³ Stock y Watson (1992, 1998).

²⁴ Este análisis es estándar como solución puramente estadística al problema de colinealidad muestral. Por tal motivo, la exposición del método en este trabajo es breve.

hallar combinaciones lineales de las columnas de X_T (cuya matriz de covarianzas es V) de modo que sus varianzas sean máximas, lo que garantiza haber extraído de X_T la mayor cantidad de información posible. En otras palabras, se trata de encontrar una matriz $Z_T = c'X_T$ tal que $\Lambda = c'Vc$ sea maximizada, sujeto a $c'c = 1$ ($\text{tr}(\Lambda) < \infty$). Este problema de optimización es equivalente a computar los valores y vectores propios de la matriz V . Así, el i -ésimo componente principal del conjunto de datos es $z_{i,T} = c_i'X_T$ donde c_i es el i -ésimo vector propio de norma unitaria de V y $Z_T = [z_{1,T}, z_{2,T}, \dots, z_{n,T}]$ y $c = [c_1, c_2, \dots, c_n]$.

Cada componente principal tiene la particularidad de extraer de los datos la máxima varianza posible que no ha sido extraída anteriormente. Ello implica que los valores propios de la matriz V (las varianzas de las columnas de Z_T) son ordenados de manera descendente de modo que la raíz asociada con c_1 es mayor a la asociada con c_2 y así sucesivamente. Si el conjunto de información es grande, es probable que $z_{m,T}$ tenga una varianza muy reducida y no sea útil en el análisis de datos. El número de componentes principales n (aunque arbitrario) es determinado de modo que recoja cerca de las dos terceras partes de la varianza de los datos originales.²⁵

Si bien este enfoque es muy popular en el análisis y extracción de factores, no existe sustento teórico para determinar si efectivamente su uso mejora el poder predictivo de los datos en cuestión. En todo caso, si dentro de X_T se encuentran variables esenciales del proceso generador de datos de la inflación, un algoritmo de búsqueda heurística sobre la construcción de los componentes principales debería mejorar el potencial predictivo de los datos disponibles. Esta búsqueda implica la construcción de millones de componentes que respondan a todas las posibles combinaciones de las m variables disponibles. Lamentablemente, implementar este algoritmo es prohibitivamente costoso²⁶ por lo que la construcción de factores debe ser restringida, como luego se detalla.

Factores dinámicos

Una manera alternativa de reducir los datos, es propuesta

²⁵ Formalmente, se elige n de tal forma que $\sum_{i=1}^n \text{var}(z_{i,T}) \approx \frac{2}{3} \sum_{i=1}^m \text{var}(x_{i,T})$.

²⁶ Si se tiene un total de 10 [13] variables, el número de posibles combinaciones de las mismas es 1023 [8099]. Si se dispone de 100 variables, el número de combinaciones es de 1.27×10^7 . Con el conjunto de más de 250 series de datos disponible en este estudio, el número de combinaciones es inimaginable.

por Stock & Watson (1990, 1991 y 1998).²⁷ Para emplear este enfoque es necesario conjeturar que se conoce a priori un grupo de n variables, $X_t = [x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{n,t}]'$ (expresadas como desvíos de sus respectivas medias), que son indicadores adelantados de la inflación y que cada una de ellas es la suma de un factor común²⁸ C_t y de un elemento idiosincrásico, propio. Este supuesto manifiesta la noción de que comovimientos de múltiples series de tiempo provienen de la misma fuente, C_t ; dado que precisamente, son estos comovimientos los que albergan el poder predictivo sobre la inflación de indicador adelantado, C_t puede ser concebido como un índice adelantado. La discusión anterior puede ser abreviada en el sistema:

$$(15) \quad x_{i,t} = \gamma_i C_t + v_{i,t}$$

$$(16) \quad C_t = \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 C_{t-2} + \dots + \phi_p C_{t-p} + \eta_t \quad \eta_t \sim iid(0, \sigma_\eta^2)$$

$$(17) \quad v_{i,t} = \psi_{i,1} v_{i,t-1} + \psi_{i,2} v_{i,t-2} + \dots + \psi_{i,q} v_{i,t-q} + \varepsilon_{i,t} \quad \varepsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma_i^2)$$

donde ($i = 1, 2, \dots, n$). Debido a que $\varepsilon_{i,t}$ y η_t son perturbaciones que se asumen mutuamente independientes, $v_{i,t}$ es el elemento idiosincrásico de cada variable de X_t . Además, suponiendo que $\sigma_\eta = 1$, el sistema estará plenamente identificado. Una vez determinado C_t , el VAR bivariado (13) es estimado y su perfil predictivo es evaluado.

Aunque la estimación de (13), (15), (16) y (17) puede ser simultánea, se opta por un procedimiento de dos etapas, por razones computacionales. En la primera etapa, las ecuaciones (15)–(17) son rescritas en su representación de espacio de los estados:

$$(18) \quad X_t = [\gamma_{n \times 1} \quad 0_{n \times (p-1)} \quad I_n \quad 0_{n \times n(q-1)}] [\bar{C}_t \quad \bar{v}_t]'_{(nq+p) \times 1}$$

$$\begin{bmatrix} \bar{C}_t \\ \bar{v}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{p \times p} & 0_{p \times q} & 0_{p \times q} & \dots & 0_{p \times q} \\ 0_{q \times p} & \Psi^1_{q \times q} & \Psi^2_{q \times q} & \dots & \Psi^q_{q \times q} \\ 0_{q \times p} & I_q & 0_{q \times p} & \dots & 0_{q \times p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_{q \times p} & 0_{q \times p} & \dots & I_q & 0_{q \times p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{C}_{t-1} \\ \bar{v}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e'_{1,p} & 0_{p \times n} \\ 0_{n \times 1} & I_n \\ 0_{n(q-1) \times 1} & 0_{n(q-1) \times n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}$$

²⁷ Véase también Kim & Nelson (1999, pp. 48 - 53) y Chauvet (2000).

²⁸ En el contexto de variables no estacionarias, C_t puede ser interpretado como una relación de cointegración (véase Emerson y Hendry, 1996). No obstante, las variables que conforman X_t son transformadas de modo que éstas sean estacionarias. Este enfoque difiere ligeramente de la propuesta original de Stock y Watson (1990, 1991) quienes consideran la estimación de un índice coincidente.

donde (en orden de aparición):

$$\begin{aligned}
 v_t &= [v_{1,t} \quad v_{2,t} \quad \dots \quad v_{n,t}]' \\
 \tilde{C}_t &= [C_t \quad C_{t-1} \quad \dots \quad C_{t-p+1}]' \\
 \tilde{v}_t &= [v_t \quad v_{t-1} \quad \dots \quad v_{t-q+1}]' \\
 \gamma &= [\gamma_1 \quad \gamma_2 \quad \dots \quad \gamma_n]' \\
 \Phi &= \begin{bmatrix} \phi & \phi_p \\ I_{p-1} & 0_{(p-1) \times 1} \end{bmatrix}, \quad \phi = [\phi_1 \quad \phi_2 \quad \dots \quad \phi_{p-1}] \\
 \Psi^j &= \text{diag}(\psi_{1,j}, \psi_{2,j}, \dots, \psi_{n,j}) \quad j = 1, 2, \dots, q \\
 \varepsilon_t &= [\varepsilon_{1,t} \quad \varepsilon_{2,t} \quad \dots \quad \varepsilon_{n,t}]'
 \end{aligned}$$

o, de manera más compacta:²⁹

$$\begin{aligned}
 (19) \quad X_t &= Z\alpha_t \\
 \alpha_t &= H\alpha_{t-1} + R\xi_t
 \end{aligned}$$

Los parámetros de (18) o (19) pueden ser estimados mediante el uso del filtro de Kalman, que construye recursivamente los estimados de mínimos errores cuadráticos del vector de estado α_t a partir de los datos observados X_t , dentro de la maximización de la función de verosimilitud:

$$\ell = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T e_t' F_t^{-1} e_t + \log(\det(F_t))$$

donde $e_t = X_t - X_{t|t-1}$ y $F_t = E[e_t e_t']$.

III. DISEÑO EMPÍRICO

Con el propósito de determinar aquellas variables que puedan ser consideradas como indicadores adelantados de la inflación, se analiza el universo de 269 variables mostrado en el cuadro 1a. Por conveniencia, estas series han sido organizadas en cuatro grandes conjuntos (sector monetario, sector externo, sector real y otros), que a su vez han sido subdivididos en 3, 3, 4 y 3 grupos, respectivamente (agregados monetarios, crédito y liquidez, tasas de interés y empresas bancarias, balanza comercial, cotizaciones internacionales de *commodities* y tipo de cambio, precios externos y otros, indicadores de producción, volúmenes producidos, medidas de utilización y precios y sector

²⁹ Para todos los puntos concernientes a sistemas de estado de los espacios véase Harvey (1989).

público (Gobierno Central), Bolsa de Valores de Lima y otros). La mayoría de las variables utilizadas son elaboradas en el BCRP por lo que en el cuadro la se presenta una referencia respecto al cuadro del *Boletín Semanal* del BCRP donde cada una puede ser hallada. Por su parte, se cuenta con datos desde enero de 1991 hasta julio del 2002. Tomando en cuenta las condiciones iniciales y la posibilidad de calcular tasas de crecimiento anuales, la muestra empieza, efectivamente, en enero de 1992 por lo que se tiene un total de $W = 127$ observaciones.

La inflación es medida como la variación porcentual a 12 meses del índice de precios al consumidor de Lima metropolitana (IPC), disponible en el cuadro 74 del *Boletín Semanal*. Por su parte, es conocido que un modelo VAR pierde su bondades de inferencia y predictivas si alguna de sus variables endógenas no es estacionaria.³⁰ Por este motivo, se aplican 8 posibles transformaciones a cada variable de modo que sea estacionaria, tras estudiar su estacionalidad y la posible presencia de *outliers*.³¹ La estacionariedad de las series es evaluada mediante la prueba de Kwiatkowski *et al.* (1992) junto con el contraste de raíz unitaria de Elliot *et al.* (1996). Si estas pruebas revelan la estacionariedad de la serie se considera la misma en niveles o en logaritmos, en caso de contar sólo con elementos positivos. Si las pruebas indican que la serie es estacionaria en tendencia, ésta se removida tomando variaciones porcentuales a 12 meses o utilizando una tendencia de Hodrick–Prescott (HP) de un lado.³² Por otro lado, si la variable es no estacionaria, se opta por sus primeras diferencias o las primeras diferencia de su logaritmo. Finalmente, en caso de tratar con series $I(2)$ se toman

³⁰ Antes de plantear un modelo VAR estacionario debería probarse un modelo de corrección de errores (MEC) ya que es conocido que, de existir, tomar en cuenta la co-integración de un conjunto de variables mejora sus predicciones de corto plazo. Sin embargo, un MCE del IPC implicaría trabajar con la inflación mensual, cuya volatilidad dificulta el análisis.

³¹ Un *outlier* es considerado como aquél valor de la serie que cae fuera de las bandas de 95% de confianza de su promedio móvil de 12 rezagos. De existir, el *outlier* es reemplazado por el valor mediano de los 12 datos anteriores.

³² La tendencia HP de un lado de y_t es definida como g_t en el sistema:

$$y_t = g_t + x_t, \quad (1 - L)^2 g_t = n_t$$

donde x_t es el componente cíclico de y_t y n_t es un ruido blanco. A diferencia del filtro HP convencional (un promedio móvil entre dos rezagos y dos adelantos), la tendencia obtenida (mediante la aplicación del filtro de Kalman) en el sistema anterior sólo contiene información pasada de y_t , lo cual es sumamente importante si se quiere simular situaciones de predicción en tiempo real. La aplicación de este filtro ha sido extendida, además, al logaritmo de la serie en cuestión y si ésta presenta una tendencia estocástica y no sólo determinística. Véase Reeves *et al.* (1996).

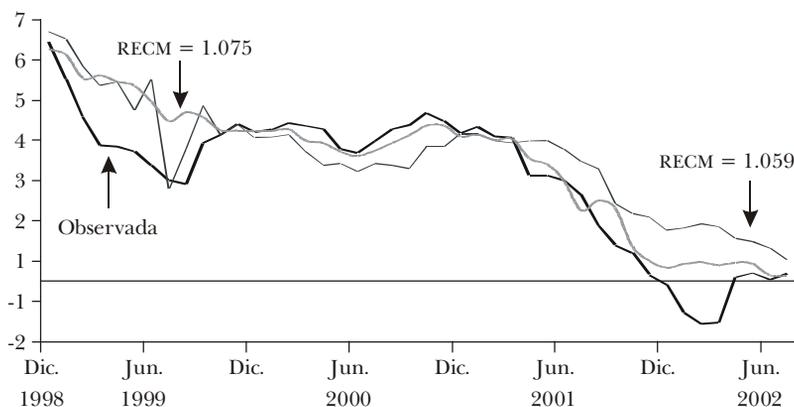
sus segundas diferencias o las segundas diferencias de su logaritmo. Luego, x_t en (1) representa la transformación de las series del cuadro la vinculada con los mejores resultados predictivos.

Dadas las características tanto de los datos como de la especificación empleada, inicialmente la evaluación se realiza considerando proyecciones un año en adelante, es decir $h = 12$. Para evaluar el poder predictivo de x_t se realiza una simulación recursiva a la Stock & Watson (1999), que implica cambios en T . La idea detrás de este ejercicio es conseguir una serie de N datos predichos a lo largo del tiempo y a partir de ella calcular los estadísticos mencionados en la sección anterior. Así, el primer paso de este ejercicio es restringir los datos hasta diciembre de 1997 ($N = 44$), obtener x_t y estimar (1), (2) y (3) con un horizonte de predicción de 12 meses (diciembre de 1998). En otras palabras, se analiza qué resultados se hubieran obtenido en diciembre de 1997 con la metodología aquí empleada. Tras evaluar *ex-post* este primer pronóstico se agrega una observación adicional a la muestra y se consigue el pronóstico de la inflación de enero de 1999, con información hasta enero de 1998. Siguiendo este procedimiento hasta agotar los datos disponibles se genera una serie de valores de la inflación predicha, de diciembre de 1998 a julio del 2002, obtenida con información un año atrás.

Como un hecho estilizado, el primer tramo del horizonte de evaluación, hasta agosto de 1999, está caracterizado por un *undershooting* en la inflación, producto del efecto estadístico generado por los bienes del IPC afectados por el fenómeno del Niño en 1998. Asimismo, hacia fines del 2001 se observan tasas deflacionarias producto de la fuerte desaceleración de la economía en esos momentos. Ciertamente, estos efectos merman el desempeño de los primeros pronósticos realizados y de los realizados para fines del año 2001. En la gráfica I se muestra la inflación realizada en el período de evaluación junto con dos proyecciones, la obtenida con las exportaciones de cobre, cuya RECM es 1.059 y la determinada a partir de la liquidez total real, con RECM igual a 1.075. A juzgar por la información que brinda la RECM, la primera proyección es mejor que la primera. No obstante, al observar la gráfica I puede deducirse que la superioridad de las exportaciones de cobre sobre la liquidez total real se debe básicamente al pronóstico de julio de 1999. Excluyendo el mencionado período o tomando los resultados a partir de agosto de 1999, la segunda predicción es superior a la primera. Si bien el ejemplo presentado puede ser considerado como un caso extremo, es útil para ilustrar la necesidad de ob-

servar más allá de la RECM. Por este motivo, en la sección precedente se han repasado una serie de criterios alternativos. Por ejemplo, la U de Theil promedio (el promedio de las U halladas en cada pronóstico) es 0.147 en el caso de las exportaciones de cobre y 0.122 en el caso de liquidez total real. Asimismo, la tasa de confusión es en el primer caso 57.1% y en el segundo, 63.2%. Finalmente, según la prueba de estabilidad de Hansen, el modelo que genera la primera predicción no es estable mientras que el asociado con la segunda sí lo es. Luego, sin restar importancia al RECM, utilizando una batería de criterios se pueden llegar a conclusiones diferentes y ciertamente más acertadas.³³

GRÁFICA I. ¿CUÁL ES MEJOR?, 1998-2002



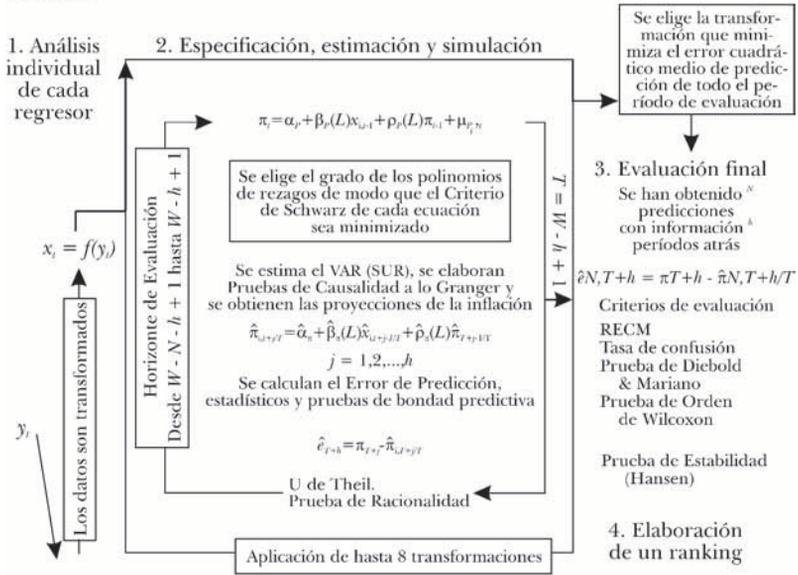
La línea negra es la inflación observada. La línea $RECM = 1.075$ es la proyección (recursiva) obtenida con la liquidez total real, según (2). La línea marcada con $RECM = 1.059$ es la predicción correspondiente a las exportaciones de cobre.

La discusión anterior resalta la necesidad de obedecer a más de un criterio y generar un *ranking* de desempeño con base a la información de todos los estadísticos de la sección II, inciso 1. Los resultados de cada regresor son catalogados según el orden establecido por *a)* RECM y la U de Theil promedio, *b)* la tasa de confusión de todo el período de evaluación, y *c)* las veces que un pronóstico fue calificado como insesgado según la prueba de racionalidad. Además, el regresor que no causa en el sentido de Granger a la inflación y no produce un modelo estable, según Wilcoxon y Hansen, es penalizado.

³³ Una lógica similar es utilizada en Swanson & White (1995).

En resumen, se cuentan con W observaciones y desea evaluar las ventajas de algún regresor en predecir los N últimos puntos de la inflación con información h meses atrás. El ejercicio se inicia en $T = W - N - h + 1$. Dado este valor de T se determinan los órdenes de los polinomios de (1), se ejecuta la prueba de causalidad a lo Granger y se halla (2); luego se calcula el error de predicción en $T + h$, la U de Theil (4), se determina si la predicción es sesgada según (5) y si el modelo es estable según Hansen. En el siguiente paso, $T = W - N - h + 2$, (1) es reestimado y se procede de la misma manera hasta alcanzar $T = W - h + 1$. Finalmente, con la serie de N errores de predicción obtenida se procede a calcular la RECM, la tasa de confusión (7) y la prueba de orden de Wilcoxon. Del mismo modo, se computa el promedio de las N U de Theil generadas a lo largo de todo el proceso y, dado que el pronóstico con menor RECM no es necesariamente el mejor, el contraste de Diebold & Mariano (9) se aplica para comparar cada resultado con el de menor RECM.³⁴ Este procedimiento se señala en la gráfica II.

GRÁFICA II. DISEÑO DE PREDICCIÓN Y EVALUACIÓN DE MODELOS BIVARIADOS



Estacionalidad.
 Corrección de outliers.
 Contrastes de raíz unitaria.

³⁴ Dado el reducido tamaño de muestra y período de evaluación, toda la inferencia mencionada y el cálculo de los errores estándares de la RECM y U de Theil se basan en 2000 replicaciones *bootstrap*.

La implementación del enfoque multivariado se basa en un ejercicio recursivo similar. En cada momento del tiempo se combinan (se promedian o se calcula la mediana de) n pronósticos h períodos en adelante, lo que implica que para cada valor de T , los ponderadores de (10) son estimados por (11), con valores de k de 0.1 a 10 con incrementos de 0.1. Sólo se combinan las proyecciones vinculadas con la transformación x_t de mejores resultados. En cuanto a los factores estáticos, cada valor de T conlleva al recálculo de componentes principales. Así, conforme T va incrementándose, C_t es calculado, (13) es estimado y su pronóstico es evaluado. Como se mencionó, las posibles combinaciones de variables consideradas en el cálculo de un componente principal debe ser restringida. En el cuadro 1b se muestran los 45 factores estáticos por evaluar, determinados mediante sentido común. El lector debe recordar que de un conjunto de m variables pueden construirse n componentes principales, según lo discutido en la sección II, inciso (b). Además, para cada uno de los 45 conjuntos utilizados se elige aquél componente principal que presente el mejor perfil en todo el ejercicio (N pronósticos).

Finalmente, en lo concerniente a los factores dinámicos, el sistema (18) es planteado y estimado para cada valor de T , así como la proyección de su respectivo componente común. Debido a que la estimación por máxima verosimilitud de (18) demanda grandes cantidades de tiempo y superfluos requerimientos computacionales, el sistema de estado de los espacios es planteado con 3, 4 y 5 variables, combinadas a partir del 20% superior de cada grupo del cuadro 1a. Del mismo modo, se restringe el análisis a modelos con $p = q = 2$ en (15)–(17).

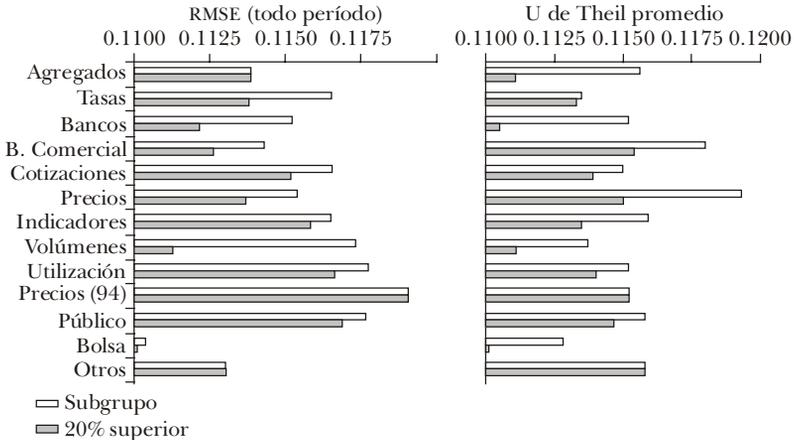
IV. RESULTADOS

1. Enfoque bivariado

En esta sección se presentan los principales resultados de los ejercicios descritos líneas arriba. En el cuadro 2 se presentan los estadísticos de los 100 mejores indicadores individuales, según lo dispuesto en la columna "Orden". Un primer vistazo a las cifras de este cuadro sugiere que, en promedio, la RECM del período de evaluación es ligeramente superior a 1.1% y que la U de Theil promedio fluctúa entre 0.11 y 0.12. Al ser estos valores satisfactorios, puede respaldarse la solidez la especificación y estimación de (1). El perfil predictivo de cada grupo puede ser

observado en la gráfica III donde se presentan los promedios de la RECM y la U de Theil promedio todas las variables y del 20% con mejor desempeño dentro de cada uno de ellos.

GRÁFICA III. RESULTADOS POR GRUPOS DE VARIABLES



Las barras blancas [grises] son los promedios de los estadísticos de los pronósticos de todas [del 20% superior de] las variables dentro de un grupo.

Una primera conclusión de estos resultados es el buen perfil de las variables del sector monetario en predecir la inflación, en particular, las variables de crédito y agregados monetarios. Adicionalmente, resulta notable el buen desempeño de las variables vinculadas con la Bolsa de Valores de Lima y volúmenes producidos y decepcionante el de las medidas de utilización (vinculadas a la estabilidad de oferta la agregada). Básicamente, la interpretación a estos resultados está vinculada con el argumento de que el aumento de precios en Perú es un fenómeno primordialmente transaccional.³⁵ No obstante ello, los estadísticos y el *ranking* del cuadro 2 revelan una serie de variables no necesariamente vinculadas con el diseño de la política monetaria, por ejemplo el índice selectivo de la Bolsa de Valores de Lima, que muestran un fuerte poder predictivo de la inflación. Independientemente de las posibles relaciones estructurales subyacentes entre ellas y la variable predicha, este resultado es consistente con el argumento que la intensidad de uso de alguna relación estadística significativa y conocida (por ejemplo la causalidad de emisión primaria hacia inflación) puede ser incluida y descontada en las expectativas de los agentes y, a la

³⁵ Mayor detalle en de la Rocha (1998).

larga, ser mermada; en este sentido, tales variables pueden ser concebidas como información no explotada por la política monetaria.

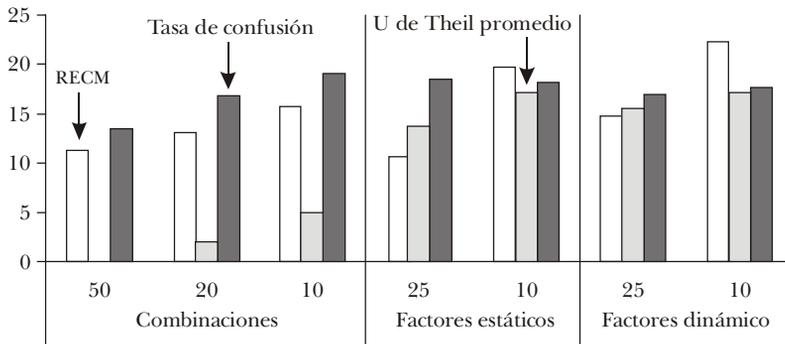
2. Enfoque multivariado

En el cuadro 3 se tabulan los resultados obtenidos a partir de las 50 mejores combinaciones de pronósticos individuales, considerando promedios ponderados, simples y medianas. En el primer bloque de este cuadro se muestra lo hallado con las combinaciones compuestas por todas las variables disponibles y la mitad, cuarta, quinta, décima y vigésima parte superior según lo establecido en el análisis bivariado. Luego se muestran los resultados por grupos, donde se combinan todo sus pronósticos y del 50% y 20% superior.

En líneas generales y como se esperaba, combinar proyecciones mejora los resultados: el promedio de los RECM del cuadro 3 es 0.962 mientras que el promedio de los 50 menores RECM mostrados en el cuadro 2 asciende a 1.145; por su parte, el promedio de la tasa de confusión de las proyecciones combinadas es de 72.0% mientras que el de las 50 mejores proyecciones individuales es 63.5%. Ello implica una mejora de los pronósticos combinados de entre 12 y 14% relativa a las proyecciones individuales. Este progreso puede ser acrecentado considerando sólo las proyecciones que encabezan los respectivos *rankings* (por ejemplo, hasta más de 17% con los 20 primeros pronósticos, ver gráfica IV). Además, puede concluirse que el ponderador de Stock & Watson, (12), brinda mejores indicadores que el promedio simple o la mediana, sobre todo ante un gran número de variables. Finalmente, los resultados concuerdan con la prueba de Diebold & Mariano sugieren que, en gran medida, los pronósticos combinados contienen información propia que los diferencia de la proyección de menor RECM. Junto con los mejorados indicadores de bondad, este hecho abre la posibilidad de un mayor potencial en la búsqueda de una proyección óptima (combinar combinaciones, por ejemplo).

En los cuadros 4 y 5 se presentan los indicadores de desempeño de los 25 mejores factores estáticos y los 25 mejores factores dinámicos, respectivamente. Tal y como se esperaba, *grosso modo*, la composición de información brinda mejores resultados que la de proyecciones. En la gráfica IV se presenta la efectividad, vista como la reducción de la RECM o la U de Theil promedio o el aumento de la tasa de confusión, de los 25 y 10 pri-

GRÁFICA IV. EFECTIVIDAD SEGÚN ENFOQUE Y CRITERIO, CON RESPECTO A PREDICCIONES INDIVIDUALES (en porcentajes)



Brechas promedio de los k mejores pronósticos, según metodología, con respecto a los promedios de las k mejores proyecciones individuales

meros factores con respecto a los 25 y 10 (respectivamente) mejores indicadores individuales. Se aprecia que los 10 primeros factores dinámicos incrementan la bondad predictiva en cerca 20%; igualmente, el uso de cualquier tipo de factor mejora la bondad predictiva evaluada mediante la U de Theil.

La discusión anterior sobre el desempeño de los enfoques multivariados, resumida en la gráfica IV, establece el claro orden factores–combinaciones–individuales justificado por la discusión en torno al contenido informativo de cada enfoque de la sección II.

Los resultados obtenidos no permiten concluir rotundamente cuál enfoque de extracción de factores es superior. Por un lado, si bien el cálculo de factores estáticos puede considerarse como una práctica *ad hoc*, su capacidad de resumir grandes cantidades de información es ventajosa. Por otro lado, los factores dinámicos compensan el reducido uso de información (variables) empleado en su cálculo con el hecho de admitir una estructura dinámica inexistente en el caso anterior. En todo caso, el buen desempeño de los factores los hace especialmente útiles como índices adelantados de la inflación.

3. ¿Y cualitativamente?

Una característica deseable de los factores, adicionalmente a su buen desempeño como predictor puntual, es su capacidad de adelantar cualitativamente el comportamiento de la inflación. Para estudiar este atributo, es necesario identificar las fechas dentro del período muestral en donde la inflación tras re-

ducciones sucesivas se incrementa.³⁶ Este *turning point* es establecido, siguiendo a Wecker (1979), definiendo una variable auxiliar:

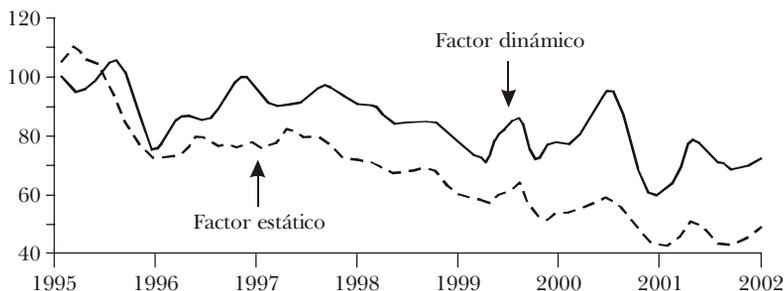
$$u_t = 1 \text{ si } \pi_{t-3} > \pi_{t-2} > \pi_{t-1} > \pi_t \text{ y } \pi_{t+1} > \pi_t$$

En otras palabras, se define a un *turning point* de la inflación como la fecha en donde ésta se incrementa tras un trimestre de reducirse secuencialmente. Al aplicar este criterio pudo determinarse hasta 9 puntos, 8 de ellos mostrados el primer panel de la gráfica V (fechas sombreadas), junto con las trayectorias del factor estático del sector monetario (número 6) y del factor dinámico número 1, ambas rezagadas un año. Se aprecia que cualitativamente estas series proporcionan información valiosa sobre el futuro comportamiento de la inflación.

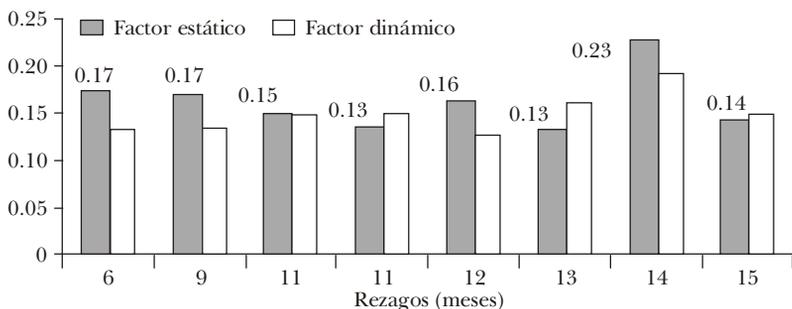
Un análisis más riguroso sobre esta capacidad cualitativa se consigue al replicar el trabajo de Mishkin & Estrella (1996). Estos autores proponen el uso de modelos probit, donde se asu-

GRÁFICA V

Factores (1994 = 100) y comportamiento cualitativo de la inflación, 1995-2002



Pseudo R² de estrella según rezagos y tipo de factor



³⁶ Puede extenderse este análisis a los puntos en donde la inflación tras incrementarse, se reduce. No obstante, en toda la muestra se encontró un número reducido de estas fechas.

me que existe una serie no observable relacionada con el indicador u_t de modo que si ésta es mayor a algún valor umbral (desconocido), la economía genera presiones hacia el alza de la inflación. Este hecho se observa cuando $u_t = 1$. Si se asume normalidad en el comportamiento de la variable no observada, la probabilidad de que la inflación se encuentre en un *turning point* puede ser vinculada al comportamiento del factor C_t según:

$$(20) \quad \Pr(u_t = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 C_{t-l}) + \xi_t$$

donde Φ es la función de distribución normal acumulada. Si el ajuste de (20) es bueno, para algún valor de l , puede decirse que C_t anticipa el evento $u_t = 1$ l meses atrás. Existen varios criterios de ajuste de (20); en este trabajo se opta por el pseudo R^2 de Estrella (1998).

En el segundo panel de la gráfica V se presenta el perfil promedio de este indicador para los 25 mejores factores estáticos y dinámicos y distintos valores de l . En general, puede desprenderse cierta superioridad de los factores estáticos al anticipar los movimientos inflacionarios en períodos menores a un año. Adicionalmente, los factores dinámicos mejoran significativamente este atributo en períodos superiores a un año. El lector familiarizado con modelos dicotómicos encontrará que el ajuste medio de estas estimaciones es satisfactorio.

4. Mayores horizontes de predicción

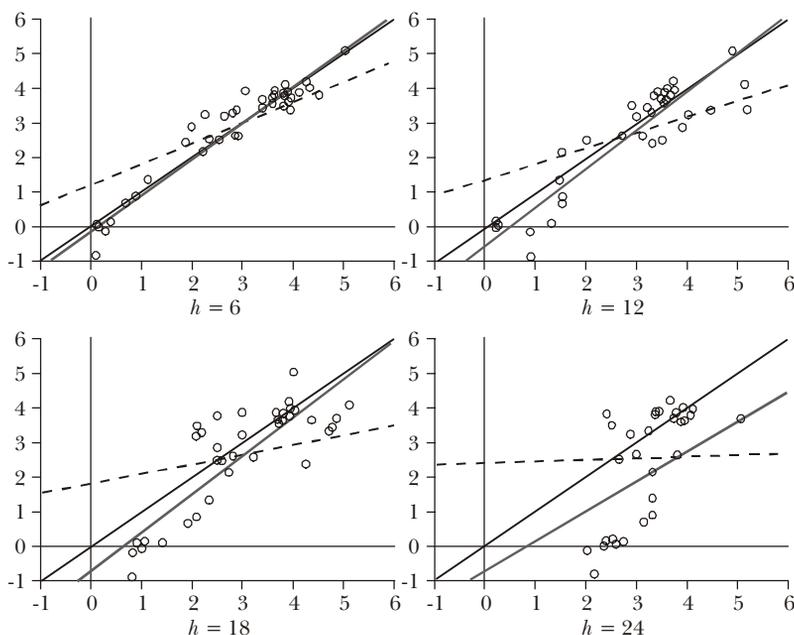
De la exposición anterior, puede decirse que el objetivo de mejorar los pronósticos individuales de un año de la inflación ha sido alcanzado. Sin embargo, es importante realizar una discusión similar con un horizonte predictivo mayor, hecho sustentado en cálculos previos del rezago de política monetaria³⁷ y en experiencias de manejo de política en un esquema de anuncio de metas inflacionarias que recomiendan que las metas de inflación de fin de año sean anunciadas antes del inicio del mismo. Ambos puntos conlleva al diseño multianual de la política monetaria en Perú, por lo que surge la necesidad de contar con proyecciones de más de 12 meses.

En la gráfica VI se presenta el comportamiento del pronóstico promedio de los factores (estáticos y dinámicos) ante distintos horizontes de predicción. La pérdida de efectividad (mayor incertidumbre) por aumentar h puede observarse en esta figura como la reducción de la pendiente de la línea de regresión

³⁷ En Rossini (2001) éste se encuentra en alrededor de 15 meses.

en el plano inflación predicha–inflación observada. Para un horizonte de muy corto plazo, 6 meses, esta línea tiene una pendiente pronunciada y cercana a la unidad. Esta pendiente se ve reducida, aunque levemente, para horizontes de un año mientras es casi nula para $h = 24$. Todo ello limita la capacidad predictiva de los modelos aquí desarrollados a un período de máximo 15–18 meses. Acorde con la convención, proyecciones de mayores plazos requieren de juicio del investigador, supuestos sobre la conducta futura de la economía y de un conocimiento mínimo de las relaciones estructurales (asumidas como estables) detrás de las variables por proyectar. Las líneas punteadas de la gráfica VI corresponde a las líneas de regresión de los pronósticos individuales.

GRÁFICA VI. EFECTIVIDAD SEGÚN HORIZONTE PREDICTIVO



En el cuadro 6 se presentan los estadísticos relativos a las proyecciones de 12 meses. En el caso de los factores estáticos, la pérdida de efectividad es relativamente estable entre los diferentes indicadores de bondad predictiva para $h = 18$ y asciende a cerca de 30%. Esto es, si la RECM o la U de Theil fue en promedio 1% para $h = 12$, para $h = 18$ será, en promedio, 1.3%; asimismo, si la tasa de confusión fue de 100, para el horizonte mayor será de 70. Un fenómeno similar ocurre con los factores

dinámicos aunque con pérdidas mayores, básicamente por su menor contenido informativo. Asimismo, puede esbozarse una evolución exponencial del indicador de pérdida ante incrementos en el horizonte predictivo. La pérdida de efectividad fluctúa alrededor de 30% al pasar de proyectar un horizonte de 6 meses a uno de 15, cifra similar a la observada al pasar de un horizonte de 12 meses a uno de 18 (el paso de 18 meses a dos años no es concluyente).

A pesar de ello, en ningún caso la pérdida efectiva supera el 40% para períodos de 18 meses lo cual es aceptable. Bajo el supuesto de que RECM promedio es ligeramente mayor a 0.5% para pronósticos de cada año (asignando la RECM total a cada año dentro del período de simulación, aunque la cifra puede ser menor dado el *undershooting* inicial de la inflación comentado en la sección III),³⁸ proyecciones de 18 meses consiguen una RECM de menos de 1%. Este aspecto es fundamental en el diseño de política monetaria con bandas inflacionarias de 1.5%, que corresponde al caso peruano (con una meta de largo plazo de 1.5–3.0%), y constituye un punto a favor de las bondades de los factores como predictores de la inflación dentro del diseño de la política monetaria en Perú.

5. Una nota sobre predicción en tiempo real

La exposición anterior ha sido realizada suponiendo, implícitamente, que los datos disponibles en el período T son definitivos, lo cual no es necesariamente cierto. Si bien la inflación, tasas de interés, tipo de cambio, índices bursátiles, entre otras, son variables cuyo valor definitivo puede conocerse pocos días después de T (los primeros días de cada mes), los agregados monetarios e indicadores de producción constituyen cifras sujetas a revisión, que pueden ser actualizadas hasta varios meses después. Ello es plausible por redefiniciones, correcciones por estacionalidad, cambios de base o porque algunas variables son obtenidas residualmente, en un contexto de programación financiera y consistencia macroeconómica donde varía la diná-

³⁸ El patrón genérico que puede desprenderse de todas las proyecciones realizadas (cuadros 2, 3, 4 y 5) es que la RECM de diciembre de 1998 hasta diciembre de 1999 es entre 3 y 6 veces el obtenido para el año 2000 y el año 2001 y 2 veces para lo obtenido en el año 2002. Por ejemplo, la RECM de la velocidad de circulación del circulante (*vCirc*) reportada para el período diciembre de 1998–diciembre 2001 es de 1.229; este estadístico para el período diciembre de 1998–diciembre de 1999 es de 1.584 mientras que para los años 2000 y 2001 es de 0.586 y 0.889, respectivamente. Para el año 2002 el estadístico se incrementa a 0.955.

mica proyectada de la economía hacia las metas de mediano y largo plazo planteadas.³⁹ De este modo, desde una perspectiva de tiempo real, es probable que al momento de predecir se cuente con un conjunto de series cuyas cifras finales sean preliminares.

A fin de evaluar la importancia de este efecto sobre la proyección de la inflación, combinación de pronósticos y extracción de factores, la simulación anterior fue nuevamente ejecutada con los valores efectivamente disponibles en T . Se supuso que estas predicciones son llevadas a cabo en la segunda quincena de cada mes de modo que las cifras de meses anteriores correspondieron a las del *Boletín Semanal* de la segunda semana del mes $T + 1$. Este ejercicio se realizó considerando las 25 primeras variables del *ranking* del cuadro 2 sujetas a revisiones. Los resultados fueron prácticamente invariantes con respecto a los discutidos anteriormente.

V. CONCLUSIONES Y COMENTARIOS FINALES

En este trabajo se han explorado, dentro de un conjunto de 269 variables, las relaciones existentes entre la inflación y los indicadores económicos que la predicen mejor. Dentro de este análisis, la inflación es medida como la variación anual del IPC ya que sobre ésta se realizan los anuncios de objetivos del BCRP. Esta elección es particularmente importante ya que los resultados de simulaciones realizadas dependen, obviamente, de la medida utilizada.

A modo de ilustración la siguiente tabla reporta los indicadores individuales fuera del sector monetario que encabezan los *rankings* para diversas medidas de inflación:⁴⁰

IPC (anual)		IPC (mensual)		Subyacente (anual)		Subyacente (mensual)	
CapS	Cpla	Qplo	EXNtagr	EX	Qplo	ISCGC	EXTVpla
ISBVL	Qarro	TuPRP	IPCSC\$	Phie	PBIman	Cpet	IPEX
BVLban	Ppla	DLC	ISBVL	TuQCP	ProPNP	BVLinv	PBIpri
BVLmin	GCGC	Wnom	BVLmin	IPCSC\$	Pblagr	DLC	ProPNP
Qpapa	EXTmin	PBIpri	TCRco	GCGC	BVLban	BVLind	ToT
IGBVL	IGVGC	OGAPs	RPGCr	EXNTtext	TuPNP	TuPNP	IP_comS
Qplo	EXNtagr	ToT	Rpet	CapS	IMCd	GKGCr	EXO

³⁹ Otros motivos se encuentran en Diebold & Rudebusch (1991) y Amato & Swanson (2000).

⁴⁰ La inflación subyacente es definida como la variación del IPC excluyendo los rubros más volátiles.

Aunque más homogéneos, los resultados de las variables del sector monetario son también variables, como se aprecia en la siguiente tabla:

IPC (anual)		IPC (mensual)		Subyacente (anual)		Subyacente (mensual)	
FEEEx\$	TOSES	TIPMN	vCirc	TIPMN	LMN94	Tcol	EmPfin
LT94	TAMN	Cmon 1	din	TOSES	EEEB	TIPME	CIN
CIN	FEEf\$	EmPprom	TP30MN	FEEFS	LT94	CC	TOSES
CISPuS94	TIPME	Tcol	LT94	EESB	CISPr	Circfin	CajaB

La determinación de los mejores indicadores se ha basado en una serie de criterios de evaluación de predicción fuera de la muestra, a diferencia de la práctica tradicional de considerar la RECM o un estadístico similar. Ello permite identificar algunas propiedades deseables de las variables analizadas. El uso de la tasa de confusión es un buen ejemplo de ello ya que, aunque presenten RECM fácilmente superables, variables como los ingresos del Gobierno Central por el impuesto general a las ventas (IGVGC) son muy buenas anticipando los movimientos de la inflación.

Esta serie de bondades aparentemente dispersas a lo largo de todas las variables, pueden ser concentradas en una proyección a partir de las combinaciones de pronósticos. Particularmente, considerando ponderadores distintos y estimados a partir de patrones dentro de la muestra, puede alcanzarse mejores resultados que los correspondientes a indicadores individuales. Asimismo, la composición de la información muestral en índices o factores exhibe un desempeño superior incluso a la combinación de pronósticos, tanto en proyecciones de corto plazo (por los valores de la *U* de Theil promedio de los cuadros 4 y 5) como de mediano plazo (sección IV, inciso 4). Más aún, cualitativamente estos factores han mostrado tener la capacidad de adelantar los *turning points* de la inflación, incluso con anticipación de 15 meses. Así, junto con la aparente robustez al predecir con datos en tiempo real, los factores presentados son herramientas potencialmente útiles en el seguimiento y evaluación de la política monetaria.

Ciertamente, conforme se tengan muestras de mayor tamaño y el período de análisis se aleje de los episodios de alta inflación de inicios de los noventa, se espera que predecir la inflación sea una tarea más sencilla. Ello, junto con el mejor entendimiento de las relaciones estructurales más relevantes dentro del mecanismo de transmisión, y la atención a información re-

ferencial dada en investigaciones como Barrera (1997, 1999) y la presente, pueden constituir un paso importante para la exitosa implementación operacional de un esquema de metas de inflación.

Finalmente, el presente trabajo espera ser la motivación para el desarrollo de posteriores investigaciones que incluyan el uso de procesos heurísticos y computacionalmente intensivos en el manejo de la información. En cuanto a la proyección de la inflación en Perú, la investigación futura puede centrar su atención en la introducción de no linealidades, predicción de densidades y la búsqueda de especificaciones parsimoniosas, fácilmente comunicables, dentro de un contexto multivariado y posiblemente estructural.

Anexo

CUADRO 1a. INDICADORES ECONÓMICOS

Mnemotécnica		Sector Monetario		Mnemotécnica		Descripción		Cuadro
Agregados Monetarios, Crédito y Liquidez		Cuadro		Mnemotécnica		Descripción		Cuadro
1	GISPrS	Credito Interno al Sector Privado en S/.	6-13	44	Rred822	Dolarización del Crédito = GINS / GIN x 100	-	-
2	GISPrS	Credito Interno al Sector Público en S/.	3	45	vCirc	Velocidad de Circulación del Circulante Promedio	-	-
3	GISPr	Credito Interno al Sector Privado Total	6-13	46	vEmp	Velocidad de Circulación de la Emisión Primaria Promedio	-	-
4	GISPr	Credito Interno al Sector Público Total	1-3	47	Cimom1	Coefficiente de Monetización = LMN / (PBI Nominal) x 100	-	-
5	GIN	Credito Interno Neto	1	48	Cimom2	Coefficiente de Monetización = LT / (PBI Nominal) x 100	-	-
6	ObSP	Depósitos del Sector Público en el BCRP	I5					
7	Din	Dinero (en S/.)	8	49	TCD	Tasa de Interés del Saldo CDBCRP	21	21
8	Qdin	Cuasi dinero (en S/.)	8	50	Tcol	Tasa de Colocaciones de CDBCRP	21	21
9	LMN	Liquidéz MN	8	51	TAMN	Tasa de Interés Activa Promedio en S/.	36	36
10	LME	Liquidéz ME	8	52	TIPMN	Tasa de Interés Pasiva Promedio en S/.	36	36
11	LT	Liquidéz Total	6-8	53	TdsctoMN	Tasa de Descuento en S/.	36	36
12	GISPrS94	Credito Interno al Sector Privado S/ (1994 = 100)	3	54	TaB	Tasa de Ahorro en S/.	36	36
13	GISPrS94	Credito Interno al Sector Público S/ (1994 = 100)	3	55	TP30MN	Tasa a Plazos Pasiva hasta 30 días en S/.	36	36
14	Dep	Depósitos a la Vista	8	56	TP360MN	Tasa a Plazos Pasiva a 360 o más días en S/.	36	36
15	Gircfin	Circulante (fin)	11	57	TlegMN	Tasa de Interés Legal en S/.	36	36
16	Circpro	Circulante (prom)	12	58	TEEXMN	Tasa de Encaje Exigible en S/.	32	32
17	EmpFin	Emisión Primaria (fin)	11	59	TEEMN	Tasa de Encaje Efectiva en S/.	32	32
18	EmpPro	Emisión Primaria (prom)	12	60	TAME	Tasa de Interés Activa Promedio en US\$.	37	37
19	Din94	Dinero (1994 = 100)	2	61	TIPME	Tasa de Interés Pasiva Promedio en US\$.	37	37
20	Qdin94	Cuasi dinero (1994 = 100)	2	62	TdsctoME	Tasa de Descuento en US\$.	37	37
21	LMN94	Liquidéz MN (1994 = 100)	2	63	TaB	Tasa de Ahorros en US\$.	37	37
22	LME94	Liquidéz ME (1994 = 100)	2	64	TP30ME	Tasa a Plazos Pasiva hasta 30 días en US\$.	37	37
23	LT94	Liquidéz Total (1994 = 100)	2	65	TP360ME	Tasa a Plazos Pasiva a 360 o más días en US\$.	37	37
24	GISPrS	Credito Interno al Sector Público en US\$	13	66	TlegME	Tasa de Interés Legal en US\$.	37	37
25	GISPrS	Credito Interno al Sector Privado en US\$	15	67	TEEXME	Tasa de Encaje Exigible en US\$.	32	32
26	GIN\$	Credito Interno en US\$	15	68	TEEME	Tasa de Encaje Efectiva en US\$.	32	32
27	GISPrS94	Credito Interno al Sector Público en US\$ (expresado en US\$)	3	69	CC	Saldo en Cuenta Corriente con el BCRP (Meta Operativa)	-	-
28	GISPrS94	Credito Interno al Sector Privado en US\$ (expresado en US\$)	13	70	SCD	Saldo CDBCRP (promedio mensual)	20	20
29	GIN\$94	Credito Interno en US\$ (expresado en US\$)	13	71	AEB	Activos Externos de las Empresas Bancarias	7	7
30	LMFen\$	Liquidéz ME en US\$ (expresado en US\$)	8	72	PEB	Pasivos Externos de las Empresas Bancarias	7	7
31	GISPrS94	Credito Interno al Sector Privado en US\$ (1994 = 100)	3	73	AENB	Activos Externos Netos de las Empresas Bancarias	7	7
32	GISPrS94	Credito Interno al Sector Público en US\$ (1994 = 100)	3	74	Cajab	Caja de las Empresas Bancarias	23	23
33	Rreq	Encaje	16					

34	RIB	Reservas Internacionales Brutas (US\$)	17	75	TOSÉS	Total Obligaciones Sujetas a Encaje en \$.	32
35	RIN	Reservas Internacionales Netas (US\$)	17	76	FEEX\$	Fondos de Encaje Exigibles en \$.	32
36	PosC	Posición de Cambio	17	77	FEES	Fondos de Encaje Efectivos en \$.	32
37	Pc	Preferencia por Circulante (%)	10	78	EXCES	Excedente de Encaje en \$.	32
38	EESB	Encaje Efectivo del Sistema Bancario (%)	10	79	EXES%	Excedente de Encaje (% del TOSE) en \$.	32
39	EEBB	Encaje Efectivo de las Empresas Bancarias (%)	10	80	TOSÉ\$	Total Obligaciones Sujetas a Encaje en US\$.	32
40	MB1	Multiplicador Bancario = LMN / EmPpro	10	81	FEEX\$	Fondos de Encaje Exigibles en US\$.	32
41	MB2	Multiplicador Bancario = LI / EmPpro	22	82	FEES\$	Fondos de Encaje Efectivos en US\$.	32
42	R\$	Ratio de Dollarización de la Liquidez = LME / LI x 100	1	83	EXES\$	Excedente de Encaje en US\$.	32
43	Retvd\$1	Dolarización del Crédito = CISP\$ / CISP\$ x 100		84	EXES%	Excedente de Encaje (% del TOSE) en US\$.	32
<i>Sector Externo</i>							
<i>Balanza Comercial</i>							
85	EX	Exportaciones en US\$	49	124	IMmat	Importaciones de Materiales de Construcción en US\$	53
86	EXT	Exportaciones de Productos Tradicionales en US\$	49	125	IMO	Otras Importaciones	49-53
87	EXTmin	Exportaciones Tradicionales Minceras en US\$	50	126	IVEX	Índice de Volumen Exportado (1994 = 100)	-
88	EXTAgr	Exportaciones Tradicionales Agrícolas en US\$	50	127	IVIM	Índice de Volumen Importado (1994 = 100)	-
89	EXTpes	Exportaciones Tradicionales Pesqueras en US\$	50	128	BC	Saldo en la Balanza Comercial en US\$	49
90	EXTpet	Exportaciones Tradicionales de Petróleo y Derivados en US\$	50	129		<i>Coizaciones Internacionales de Commodities (y/o Precio de Exportación)</i>	
91	EXhp	Exportaciones de Harina de Pescado	51	130	Chp - Php	Harina de Pescado	51-55
92	EXcob	Exportaciones de Cobre	51	131	Palg	Algodón	51
93	EXest	Exportaciones de Estanto	51	132	Cazu	Azúcar (Contenido 11 y 14)	51
94	EXhie	Exportaciones de Hierro	51	134	Ccaf - Pcaf	Café	51-55
95	EXoro	Exportaciones de Oro	51	136	Ccob - Pcob	Cobre	51-55
96	EXpla	Exportaciones de Plata Refinada	51	138	Cest - Pest	Estanto	51-55
97	EXplo	Exportaciones de Plomo	51	140	Phie	Hierro	51
98	EXzin	Exportaciones de Zinc	51	141	Coro - Poro	Oro	51-55
99	EXTVhp	Volumen Exportado de Harina de Pescado	51	143	Cpla - Ppla	Plata refinada	51-55
100	EXTVcob	Volumen Exportado de Cobre	51	145	Cplo - Pplo	Plomo	51-55
101	EXTVest	Volumen Exportado de Estanto	51	147	Czm - Pzm	Zinc	51-55
102	EXTVhie	Volumen Exportado de Hierro	51	149	Cpet - Ppet	Petróleo	51-55
103	EXTVoro	Volumen Exportado de Oro	51	151	Cniq	Níquel	55
104	EXTVpla	Volumen Exportado de Plata Refinada	51	152	IPEX	Índice Precios Nominales de Exportaciones (1994 = 100)	56
105	EXTVplo	Volumen Exportado de Plomo	51	153	IPIM	Índice Precios Nominales de Importaciones (1994 = 100)	56
106	EXTVzin	Volumen Exportado de Zinc	51	154	ToT	Términos de Intercambio (PEX / IPIM, 1994 = 100)	56
107	EXTVpet	Volumen Exportado de Crudo	51	155	TC	Tipo de Cambio Nominal Libre (\$, por US\$)	76-79
108	EXNT	Exportaciones de Productos No Tradicionales en US\$	49-52	156	TCRus	Tipo de Cambio Real Bilateral (1994 = 100)	79

CUADRO 1a. (continúa)

Mnemotécnica		Descripción		Cuadro		Mnemotécnica		Descripción		Cuadro	
109	EXNTagr	Exportaciones No Tradicionales Agropecuarias en US\$	50-52	157	TCRm	Tipo de Cambio Real Multilateral (1994 = 100)	79				
110	EXNText	Exportaciones No Tradicionales Textiles en US\$	50-52	158	TCRar	Tipo de Cambio Real con Respecto a Argentina	80				
111	EXNTps	Exportaciones No Tradicionales Pesqueras en US\$	50-52	159	TCRbr	Tipo de Cambio Real con Respecto a Brasil	80				
112	EXNlqui	Exportaciones No Tradicionales de Químicos en US\$	50-52	160	TCRch	Tipo de Cambio Real con Respecto a Chile	80				
113	EXNlsmc	Exportaciones No Tradicionales Sidero-Metalúrgicas en US\$	50-52	161	TCRco	Tipo de Cambio Real con Respecto a Colombia	80				
114	EXNTmm	Exportaciones No Tradicionales de Metales No Ferrosos en US\$	50-52	162	IFCUS	Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos	69				
115	EXNTO	Otras Exportaciones No Tradicionales en US\$	50-52	163	IFCSC	Índice de Precios al Consumidor de Socios Comerciales	69				
116	EXO	Otras Exportaciones	50	164	IFCSC\$	Índice de Precios al Consumidor de Socios Comerciales en US\$	-				
117	IM	Importaciones en US\$	49-53	165	TLus	Fed Funds Rate (www.economic.com)	-				
118	IMC	Importaciones de Bienes de Consumo en US\$	49-53	166	LIBOR3	Tasa LIBOR a 3 meses (www.economic.com)	-				
119	IMCd	Importaciones de Bienes de Consumo No Duraderos en US\$	53	167	RiesP1	Riesgo País = 11PMN - LIBOR3	-				
120	IMCnd	Importaciones de Bienes de Consumo Duraderos en US\$	53	168	RiesP2	Riesgo País = TP30ME - LIBOR3	-				
121	IMI	Importaciones de Insumos en US\$	49-53	169	RiesC	Riesgo Cambiario = TP30MN - TP30ME	-				
122	IMComb	Importaciones de Combustibles, Lubrificantes y conexos en US\$	53	170	IP_us	Índice de Producción Industrial de E.U.A (www.economic.com)	-				
123	IMK	Importaciones de Bienes de Capital en US\$	49-53								
Sector Real											
<i>Indicadores de Producción (1994 = 100)</i>											
171	PBI	Producto Bruto Interno Real	64	203	Qpla	Producción de Plata	67				
172	PBIr	Producto Bruto Interno Nominal (uso interno)	-	204	Qplo	Producción de Plomo	67				
173	PBIagr	PBI Agropecuario	64	205	Qzin	Producción de Zinc	67				
174	PBIpes	PBI Pesca	64	206	Qcrudo	Producción de Crudo	67				
175	PBImin	PBI Minería	64	207	DLC	Despachos Locales de Cemento	-				
176	PBIman	PBI Manufactura	64	208	TuPRP	Procesadores de Recursos Primarios	70				
177	PBIcon	PBI Construcción	64	209	TuPNP	Industria No Primaria	70				
178	PBIcom	PBI Comercio	64	210	TuABT	Alimentos, Bebidas y Tabaco	70				
179	PBIotr	PBI Otros Servicios	64	211	TuTCT	Textiles, Cuero y Calzado	70				
180	PBIpri	PBI Sectores Primarios	64	212	TuPI	Industria del Papel e Imprenta	70				
181	PBIipri	PBI Sectores No Primarios	64	213	TuQCP	Químicos, Caucho y Plásticos	70				
182	ProPRP	Producción Manufacturera de Recursos Primarios	69	214	TuMNM	Metales no Ferrosos	70				
183	ProPNP	Producción de Industria No Primaria	69	215	TuHA	Hierro y Acero	70				
184	ProABT	Producción de Alimentos, Bebidas y Tabaco	69	216	TuMME	Metalúrgicos, Maquinaria y Equipo	70				
185	ProTCT	Producción de Textiles, Cuero y Calzado	69	217	TuRI	Resto de la Industria	61				
186	ProPI	Producción de la Industria del Papel e Imprenta	69	218	IE	Índice de Empleo (1994 = 100)	72				

187	ProQCP	Producción de Químicos, Caucho y Plásticos	69	219	IEI	Índice de Empleo Industrial (1994 = 100)	72
188	ProMNM	Producción de Minerales no Metálicos	69	220	IEC	Índice de Empleo en el Sector Comercial (1994 = 100)	72
189	ProHA	Producción de Hierro y Acero	69	221	IES	Índice de Empleo en el Sector Servicios (1994 = 100)	72
190	ProMME	Productos Metálicos, Maquinaria y Equipo	69				
191	DI	Demanda Interna (uso interno)	-	222	IP_comS	Índice de Precios de Combustibles en S/.	75
192	OGAP	Brecha del Producto = (DI - PBI / PBI) x 100	-	223	IP_TES	Índice de Tarifas Eléctricas en S/.	75
193	OGAPs	Promoción Móvil (6 meses) de OGAP	-	224	IP_TAS	Índice de Tarifas de Agua Potable en S/.	75
		<i>Volumenes Producidos</i>		225	IP_TTS	Índice de Tarifas Telefónicas en S/.	75
194	Qpapa	Producción de Papa	65	226	IP_com\$	Índice de Precios de Combustibles en US\$	75
195	Qarzo	Producción de Arroz	65	227	IP_TE\$	Índice de Tarifas Eléctricas en US\$	75
196	Qdeca	Producción de Caña de Azúcar	65	228	IP_TAS	Índice de Tarifas de Agua Potable en US\$	75
197	Qave	Producción de Avo	65	229	IP_TTS	Índice de Tarifas Telefónicas en US\$	75
198	Qlech	Producción de Leche	65	230	RMV	Remuneración Mínima Vital Real	71
199	Qpesc	Pesca de Anchoqueta	66	231	Smom	Sueldos Nominales (precios corrientes)	71
200	Qcob	Producción de Cobre	67	232	Sreal	Sueldos Reales	71
201	Qhie	Producción de Hierro	67	233	Wnom	Salarios Nominales (precios corrientes)	71
202	Qoro	Producción de Oro	67	234	Wreal	Salarios Reales	71

Nota: Las variables 231 - 234 son bimensuales y han sido "mensualizadas" por el método de Chow & Lin (adaptado), según lo expuesto en Robertson & Tallman (1999).

Otras

				<i>Bolsa de Valores de Lima</i>			
235	ICGC	Ingresos Corrientes	58	254	IGBVL	Índice General de la BVL Nominal	43
236	IIGC	Impuestos a los Ingresos	60	255	IGBVLr	Índice General de la BVL Real	43
237	IGVGC	Impuesto General a las Ventas	60	256	IGBVL\$	Índice General de la BVL en US\$	43
238	ISCCG	Impuesto Selectivo al Consumo	60	257	ISBVL	Índice Selectivo de la BVL Nominal	43
239	CGGC	Gastos Corrientes	58	258	BVLban	Índice de Bancos	43
240	CGNFGC	Gastos Corrientes No Financieros	58	259	BVLind	Índice de Industriales	43
241	GRGC	Gastos de Capital	58	260	BVLinv	Índice de Inversiones	43
242	REGC	Resultado Económico	58	261	BVLmin	Índice de Minerías	43
243	RFGC	Resultado Primario	58	262	BVLser	Índice de Servicios	43
244	FCN	Posición Cíclicamente Neutra (según Armas et. al., 2001)	-	263	BVLmn	Montos Negociados Nominales	43
245	ICGGr	Ingresos Corrientes Reales	59	264	BVLmnr	Montos Negociados Reales	43
246	IIGCr	Impuestos a los Ingresos Reales	59	265	CapS	Capitalización Bursatil en S/.	43
247	IGVGr	Impuesto General a las Ventas Reales	59	266	Cap\$	Capitalización Bursatil en US\$	43
248	ISCGCr	Impuesto Selectivo al Consumo Reales	59			<i>Otros</i>	
249	CGGCr	Gastos Corrientes Reales	59	267	ICA	Índice de Confianza del Consumidor (Apoyo S.A.)	-
250	CGNFGCr	Gastos Corrientes No Financieros Reales	59	268	VAFP	Valor del Fondo del Sistema Privado de Pensiones en S/.	44

CUADRO 1a. (cont'd)

Mnemotécnica		Descripción	Cuadro	Mnemotécnica	Descripción	Cuadro
251	GKGCr	Gastos de Capital Reales	59	269	Índice del Fenómeno del Niño (www.cdc.noaa.gov)	Cuadro
252	REGCr	Resultado Económico Real	59			
253	RPCCr	Resultado Primario Real	59			

CUADRO 1b. FACTORES ESTÁTICOS

Descripción y Variables Utilizadas (cuadro 1a)		Descripción y Variables Utilizadas (cuadro 1a)	
1	Todas las Variables (1 a 268)	22	Cotizaciones Internacionales de Commodities (129 a 151)
2	Misceláneo (Variables del Factor 10, 13, 17, 24, 30, 31 y 40)	23	Cotizaciones CIEF (29, 131, 132, 134, 136, 138, 140 y 141 a 151 (impares))
3	Los 100 mejores indicadores individuales	24	Precios Exportación (130, 133, 135, 137, 139 y 142 a 152 (pares))
4	Los 50 mejores indicadores individuales	25	Tipo de Cambio, Precios Externos y Otros (155 a 170)
5	Los 20 mejores indicadores individuales	26	Tipo de Cambio (155 a 161)
6	Sector Monetario (1 a 84)	27	Tasas Externas y Medidas Riesgo (165 a 169)
7	Política Monetaria (17, 18, 49, 50, 58, 67, 69 y 70)	28	Sector Real (171 a 234)
8	Agregados Monetarios, Crédito y Liquidez (1 a 48)	29	Indicadores de Producción (171 a 193)
9	Agregados Monetarios (1 a 33)	30	PBI Sectorial (171 a 181)
10	Agregados Monetarios Nominales (1 a 11, 14 a 18, 24 a 26 y 33)	31	PBI Manufacturero (181 a 190)
11	Agregados Monetarios en \$/ (1 a 9, 11, 14 a 18 y 33)	32	Volúmenes Producidos (194 a 207)
12	Agregados Monetarios en US\$, (10 y 24 a 30)	33	Medidas Utilización (208 a 221)
13	Tasas de Interés (49 a 68)	34	Capacidad Instalada (208 a 217)
14	Tasas de Interés en \$/ (49 a 59)	35	Empleo (218 a 221)
15	Tasas de Interés en US\$, (60 a 68)	36	Precios (1994 = 100) (222 a 234)
16	Empresas Bancarias (69 a 84)	37	Tarifas Públicas en \$/ (222 a 225)
17	Sector Externo (85 a 170)	38	Tarifas Públicas en US\$, (226 a 229)
18	Balanza Comercial (85 a 128)	39	Sueldos y Salarios (230 a 234)
19	Exportaciones en US\$ (85 a 98 y 108 a 116)	40	Otros (235 a 268)
20	Volúmenes Exportados (99 a 107 y 126)	41	Sector Público (Gobierno Central) (235 a 253)
21	Importaciones en US\$ (117 a 125 y 127)	42	Ingresos (235 a 238 y 245 a 248)
		43	Gastos (239 a 241 y 249 a 251)
		44	Bolsa Valores Lima (251 a 266)
		45	Índices Bursátiles (254, 257 y 258 a 262)

BIBLIOGRAFÍA

- Amato, Jeffrey D., y Norman R. Swanson (2000), *The Real-Time Predictive Content of Money for Output*, BPI (Working Paper, n° 96).
- Armstrong, J. S., y Robert Fildes (1995), "On the Selection of Error Measures for Comparisons Among Forecasting Methods", *Journal of Forecasting*, 14, pp. 67-71.
- Ashley, Richard (1997), *A New Technique for Post sample Model Selection and Validation*, Tecnológico de Virginia, Departamento de Economía (Working Paper, n° E97-01).
- Barrera, Carlos R. (1997), *Indicadores anticipados de la inflación: un análisis preliminar*, texto mimeografiado, Banco Central de Reserva del Perú.
- Barrera, Carlos R. (1999), *Un sistema de proyección de corto plazo de variables macroeconómicas en el Perú: combinación de proyecciones con ponderaciones variables*, texto mimeografiado, Banco Central de Reserva del Perú.
- Baumgartner, Josef, Ramana Ramaswamy y Göran Zettergren (1997), *Monetary Policy and Leading Indicators of Inflation in Sweden*, FMI (Working Paper WP/97/34).
- Chauvet, Marcelle (2000), *Leading Indicators of Inflation for Brazil*, Banco Central de Brasil, Departamento de Estudios e Investigaciones (Working Paper, n° 7).
- Clemen, R. T. (1989), "Combining Forecasts: A Review and Annotated Bibliography", *International Journal of Forecasting*, vol. 5, pp. 559-81.
- Clements, Michael P., y David F. Hendry (1998), "Forecasting Economic Processes", *International Journal of Forecasting*, n° 14, pp. 111-31.
- Cumby R. E., y J. Huizinaga (1992), "Testing the Autocorrelation Structure of Disturbances in Ordinary Least Squares and Instrumental Variables Regressions", *Econometrica*, vol. 60, pp. 185-95.
- Diebold, Francis X., y Glenn D. Rudebusch (1991), "Forecasting Output with the Composite Leading Index: An Ex Ante Analysis", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 86, pp. 603-10.
- Diebold, Francis X., y José A. López (1996), "Forecast Evaluation and Combination", en G. S. Maddala y C. R. Rao (eds.), *Handbook of Statistics*, North-Holland, Amsterdam.
- Diebold, Francis X., y Roberto S. Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, n° 13, pp. 253-65.

- Dion, Richard (1999), *Indicator Models of Core Inflation in Canada*, Banco de Canadá (Working Paper, nº 99-13).
- Elliot, Graham, Thomas J. Rothenberg y James H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, vol. 64, nº 4, pp. 813–36.
- Emerson, Rebecca A., y David F. Hendry (1996), "An Evaluation of Forecasting using Leading Indicators", *Journal of Forecasting*, nº 15, pp. 271–91.
- Ericsson, Neil R. (1992), "Parameter Constancy, Mean Square Forecast Errors and Measuring Forecast Performance: An Exposition, Extensions and Illustration", *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, nº 4, pp. 465–95.
- Granger, Clive W. J., y Paul Newbold (1986), *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press.
- Hansen, Bruce E. (2000), "Testing for Structural Changes in Conditional Models", *Journal of Econometrics*, nº 97, pp. 93–115.
- Harvey, Andrew C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Harvey, David I., y Paul Newbold (2000), *Properties of Macroeconomic Forecast Errors*, Universidad de Loughborough (Economic Research Paper, nº 00/2).
- Joutz, Fred, y H. O. Stekler (2000), "An Evaluation of the Predictions of the Federal Reserve", *International Journal of Forecasting*, nº 16, pp. 17–38.
- Kaene, Michael P., y David E. Runkle (1989), "Are Economic Forecasts Rational?", *Quarterly Review* (Banco Federal de Reserva de Minneapolis), vol. 13, nº 2.
- Kim, Chang-Jin, y Charles R. Nelson (1999), *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-sampling approaches with applications*, The MIT Press.
- Lahiri, Kajal, y Geoffrey H. Moore (1991), *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press.
- Nadal-De Simone, Francisco (2000), *Forecasting Inflation in Chile Using State-Space and Regime-Switching Models*, FMI (Working Paper WP/00/162).
- Neumaier, Arnold, y Tapio Schneider (2000), *Estimation of Parameters and Eigenmodes of Multivariate Autoregressive Models*, texto mimeografiado, Instituto Courant de Ciencias Matemáticas.
- Peseran, M. Hashem, y Allan Timmermann (1994), "A Simple Nonparametric Test of Predictive Performance", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, pp. 461–65.

- Reeves, J. J., C. A. Blyth, C. M. Triggs y J. P. Small (1996), *The Hodrick-Prescott Filter, a Generalisation, and a New Procedure for Extracting an Empirical Cycle from a Series*, Universidad de Auckland (Working Paper, n° 160).
- Robertson, John C., y Ellis W. Tallam (1999), "Vector Autoregressions: Forecasting and Reality", *Economic Review* (Banco Federal de Reserva de Atlanta), primer trimestre, pp. 4–18.
- Rocha, Javier de la (1998), "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Peru", en *The Transmission of Monetary Policy in Emerging Market Economies*, BPI (Policy Papers, n° 3, pp. 181–94).
- Rossini, Renzo (2001), "Aspectos de la adopción de un régimen de metas de inflación en el Perú", *Revista Estudios Económicos* (Banco Central de Reserva del Perú), n° 7.
- Roth, Howard L. (1991), "Leading Indicator of Inflation", en Kajal Lahiri y H. Moore Geoffrey (eds.), *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, pp. 275–301.
- Stock, James H., y Mark W. Watson (1990), "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators", en *NBER Macroeconomics Annual 1989*, MIT Press, Cambridge, pp. 351–94.
- Stock, James H., y Mark W. Watson (1991), "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators", en Kajal Lahiri y H. Moore Geoffrey (eds.), *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, pp. 63–90.
- Stock, James H., y Mark W. Watson (1998), *Diffusion Indexes*, NBER (Working Paper, n° 670).
- Stock, James H., y Mark W. Watson (1999), "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, pp. 293–335.
- Stock, James H., y Mark W. Watson (2001), *Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices*, NBER (Working Paper, n° 8180).
- Swanson, Norman R., y Halbert White (1995), *A Model Selection Approach to Real-Time Macroeconomic Forecasting Using Linear Models and Artificial Neural Networks*, texto mimeografiado, Universidad de Penn State.
- Theil, H. (1961), *Economic Forecasts and Policy*, North-Holland, Amsterdam.
- Webb, Roy H. (1991), "On Predicting the Stage of the Business Cycle", en Kajal Lahiri y H. Moore Geoffrey (eds.), *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, pp. 109–40.

- Wecker, William E. (1979), "Predicting the Turning Points of a Time Series", *Journal of Business*, vol. 55, pp. 57-85.
- Zellner, Arnold, y Franz Palm (1962), "Time Series Analysis and Simultaneous Equation Econometric Models", *Journal of Econometrics*, nº 2, pp. 17-54.
- Zha, Tao (1998), "A Dynamic Model for Use in Formulating Policy", *Economic Review* (Banco Federal de Reserva de Atlanta), primer trimestre, pp. 16-28.

Claudia Arguedas
Jorge Requena

La dolarización en Bolivia: una estimación de la elasticidad de sustitución entre monedas

I. INTRODUCCIÓN

La sustitución de monedas ha sido un tema ampliamente revisado por varios autores. Calvo y Vegh (1992) emplean el término “dolarización” para indicar que la moneda extranjera es empleada como unidad de cuenta y/o mantenimiento de valor, pero no necesariamente como medio de cambio. Estos autores indican también que la sustitución de la moneda es el último paso del proceso de dolarización. Baquero (1999) remarca la diferencia entre sustitución de monedas y sustitución de activos; la primera hace referencia al motivo transaccional para la preferencia por una moneda, la segunda al riesgo y la rentabilidad de los activos domésticos y extranjeros.

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el documento de C. Arguedas y J. Requena, cuando este último desempeñaba funciones de asesor principal de Política Económica, del Banco Central de Bolivia (BCB), que fue presentado en la VII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, con auspicio del Banco de Guatemala, celebrada en la ciudad de Guatemala, del 20 al 22 de noviembre de 2002. Los autores agradecen los comentarios de Armando Pinell, Arturo Beltrán, Raúl Mendoza, Óscar Lora, Denise Salazar y Fernando Escobar. Cualquier error u omisión es responsabilidad de los autores. Asimismo, los puntos de vista y las conclusiones del presente trabajo son de exclusiva responsabilidad de los autores y no comprometen la posición del BCB. Correo electrónico: carguedas@mail.bcb.gov.bo

Orellana y Mollinedo (1999) señalan que la dolarización se refiere al uso de la moneda extranjera como medio de cambio y reserva de valor, siendo este un concepto más amplio que el de sustitución de monedas. Lora (1999) menciona la “dolarización por el lado de la demanda” o sustitución de pasivos, en referencia a una elevada proporción de los créditos concedidos por el sistema financiero en moneda extranjera.

La magnitud de la elasticidad de sustitución entre monedas tiene influencia sobre la efectividad de la política monetaria. Una alta elasticidad de sustitución podría producir demandas de dinero inestables por la recomposición súbita de los saldos monetarios domésticos y extranjeros ante variaciones relativas en sus costos de oportunidad. El grado de elasticidad de sustitución de monedas determinará también la magnitud en que las políticas monetarias afectarán al tipo de cambio y a las tasas de interés domésticas. Asimismo, cuando existe una elevada elasticidad de sustitución, una política monetaria expansiva podría traducirse en una reducción de las reservas, al tener que satisfacerse una mayor demanda por moneda extranjera.

Una elevada elasticidad de sustitución entre monedas podría limitar la efectividad de la política cambiaria para contrarrestar *shocks* adversos internos o externos. Sin embargo, se debe aclarar que la elasticidad de sustitución de monedas y el grado de dolarización de una economía no guardan, necesariamente, una relación directa. Si la utilización de la moneda extranjera en una economía es elevada, una depreciación de la moneda podría no conducir a significativos niveles de sustitución de la moneda nacional por la moneda extranjera.

En el caso de Bolivia el fenómeno de la sustitución de activos es más profundo que la sustitución de monedas, pues para fines transaccionales la moneda nacional se emplea de manera generalizada. Este hecho se evidencia al estimar la elasticidad de sustitución para diferentes agregados monetarios. Para el agregado más líquido la tenencia de saldos reales en moneda nacional es mayor y la elasticidad de sustitución menor.

El objetivo de este trabajo es estimar la elasticidad de sustitución para diferentes agregados monetarios. En la siguiente sección se expone una breve reseña sobre el proceso de dolarización en Bolivia. En la tercera sección se presenta un modelo analítico para la estimación de la elasticidad de sustitución entre monedas y la tenencia de saldos reales en moneda nacional y extranjera por parte de un agente económico representativo. La cuarta sección muestra la metodología de estimación empírica y en la quinta sección se presentan los resultados obteni-

dos. Finalmente, en la última sección se presentan las conclusiones del trabajo.

II. EL PROCESO DE DOLARIZACIÓN EN BOLIVIA

La dolarización en Bolivia, es un proceso que ya se observaba en la década de los setenta, aunque en este período la moneda nacional dominaba como medio de cambio, unidad de cuenta y depósito de valor (Lora, 1999). Desde 1973 los depósitos en moneda extranjera fueron oficialmente admitidos en el sistema financiero, incrementándose la dolarización en la economía.

En julio de 1981 se cerró la ventanilla del Banco Central de Bolivia para la venta libre de divisas, debido a que las reservas del país se hallaban agotadas. La banca comercial, al no poder acceder a los dólares de esta ventanilla, se negó a recibir pesos bolivianos para cubrir sus acreencias dolarizadas, obligando así a los deudores al pago en dólares. Los prestatarios acudieron al mercado negro de la divisa y el precio del dólar en este mercado subió significativamente. Con un tipo de cambio del mercado paralelo cada vez mayor muchos de los prestatarios entraron en mora y algunas industrias quebraron.

Ante este panorama, en noviembre de 1982 se adoptó una política de desdolarización, cuyo objetivo básico fue solucionar la mora del sector industrial de la economía. El gobierno dictaminó que todas las deudas vencidas en moneda extranjera, contraídas por personas naturales y jurídicas, sean convertidas a moneda nacional al tipo de cambio oficial vigente en el momento del pago, que se encontraba muy por debajo del tipo de cambio paralelo. Asimismo, los depósitos en moneda extranjera fueron convertidos a pesos bolivianos. Los grandes perdedores de la desdolarización fueron los ahorristas y los Fondos Sociales de los trabajadores.

Entre 1983 y 1985 el país atravesó por una profunda crisis económica, caracterizada por la acumulación de un excesivo déficit fiscal, un menor acceso a la fuente tradicional de su financiamiento (el endeudamiento externo) y la caída de la producción (Lora, 1999). En 1985 la economía boliviana registró una hiperinflación anual de 8,170.5% y un mercado cambiario donde las cotizaciones del mercado paralelo del dólar superaban en más de 15 veces las cotizaciones del mercado oficial.

En agosto de 1985 se adoptó un programa de estabilización y ajuste estructural. El régimen cambiario se constituyó en un factor determinante para la estabilidad de precios. El estable-

cimiento de un tipo de cambio real competitivo, administrado por el Banco Central de Bolivia mediante un régimen de libertad en las operaciones de compra y venta de divisas, tuvo la virtud de estabilizar el precio de la misma y unificar los niveles del tipo de cambio oficial y paralelo. En octubre de 1985 se eliminó la prohibición para efectuar depósitos en moneda extranjera.

Posteriormente el país atravesó por una relativa estabilidad económica, sin embargo estos dos hechos, el proceso hiperinflacionario y la desdolarización, marcaron las expectativas de los agentes económicos y generaron el efecto “histéresis”, un reemplazo importante de la moneda local por otra considerada más eficiente para mantenimiento de valor, que persiste hasta nuestros días.

III. EL MODELO

Existen numerosos trabajos sobre la inclusión del dinero en la función de utilidad del consumidor. Estos trabajos pueden agruparse bajo tres enfoques. El primero, que supone que el dinero genera utilidad directa al consumidor al ser empleado como medio de cambio, se aplica en los modelos de *Cash in Advance*. El segundo enfoque, de costos de transacción, supone que el dinero proporciona servicios de liquidez que facilitan el consumo y por ende genera utilidad al consumidor. Finalmente, el tercer enfoque considera al dinero como cualquier otro activo que es usado para transferir recursos intertemporalmente.

El presente trabajo se enmarca en un modelo de costos de transacción con optimización intertemporal, siguiendo el enfoque de Baquero (1999). En una economía dolarizada se deberá incluir el dinero en ambas monedas en la función de utilidad del agente.

El modelo incorpora el dinero en la función de utilidad del consumidor. El agente representativo, que vive infinitos períodos, maximiza la utilidad que le proporciona el consumo de bienes y la tenencia de saldos reales, en moneda nacional y extranjera. La maximización de la utilidad está sujeta a una restricción presupuestaria intertemporal, el problema de optimización del agente queda planteado de la siguiente manera:

$$(1) \quad \text{Max } E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \left\{ c_t, \frac{M_t}{P_t}, \frac{M_t^* e_t}{P_t} \right\}$$

sujeto a:

$$y_t + (1 + r_{t-1})b_{t-1} + (1 + r_{t-1}^*)b_{t-1}^*e_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}^*e_t}{P_t} = c_t + b_t + b_t^*e_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^*e_t}{P_t}$$

donde: E_t operador de expectativas, condicionadas a la información que el agente posee en el período t ; β^t factor de descuento en el período t ; c_t consumo real en t ; $\frac{M_t}{P_t}$ saldos reales

en moneda nacional en t ; $\frac{M_t^*e_t}{P_t}$ saldos reales en moneda ex-

tranjera en t , expresados en moneda nacional; y_t ingreso real en el período t que se percibe en moneda nacional; b_t activos financieros reales en moneda nacional que se poseen o se adquieren en el período t ; b_t^* activos financieros reales en moneda extranjera que se poseen o adquieren en el período t ; r_t tasa de interés real de los activos financieros en moneda nacional en t ; r_t^* tasa de interés real de los activos financieros en moneda extranjera en t ; e_t tipo de cambio de la moneda nacional por la moneda extranjera en t ; P_t nivel de precios domésticos en t .

La incorporación del dinero en la función de utilidad se realiza a través de una función de liquidez tipo CES (*Constant Elasticity of Substitution*), que combina los saldos reales en moneda nacional y en moneda extranjera.

$$(2) \quad X_t = \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1 - \alpha) \left(\frac{M_t^*e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}}$$

Para: $0 < \alpha < 1$; $-1 < \rho < \infty$, $\rho \neq 0$; $\rho = \frac{1}{\sigma} - 1$; donde: σ elasticidad de sustitución entre monedas. Reordenando: $\sigma = \frac{1}{1 + \rho}$.

Esta función de liquidez permitirá estimar la elasticidad de sustitución entre la moneda nacional y la moneda extranjera (σ), es decir, el grado de sensibilidad de la sustitución de monedas ante una variación del precio relativo de ambas monedas (tipo de cambio nominal), y la composición de la moneda nacional (α) y la moneda extranjera ($1 - \alpha$) que el agente mantiene en su función de liquidez.

Esta función de liquidez permitirá estimar la elasticidad de sustitución entre la moneda nacional y la moneda extranjera (σ), es decir, el grado de sensibilidad de la sustitución de monedas ante una variación del precio relativo de ambas monedas (tipo de cambio nominal), y la composición de la moneda nacional (α) y la moneda extranjera ($1 - \alpha$) que el agente mantiene en su función de liquidez.

Considerando una función de utilidad lineal entre consumo y liquidez, y suponiendo que las preferencias del agente representativo son constantes y aditivamente separables entre ambos argumentos, el modelo que se plantea para la optimización dinámica es el siguiente:

$$(3) \quad \text{Max} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \left\{ c_t + \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{-1/\rho} \right\}$$

sujeito a:

$$y_t + (1+r_{t-1})b_{t-1} + (1+r_{t-1}^*)b_{t-1}^* e_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}^* e_t}{P_t} = c_t + b_t + b_t^* e_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^* e_t}{P_t}$$

Así, queda incorporada la tenencia de dinero en ambas monedas en la función de utilidad.¹

Resolviendo las condiciones de primer orden, se llega a las siguientes ecuaciones de Euler:²

$$(4) \quad \alpha \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} = 1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta$$

$$(5) \quad (1-\alpha) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} = 1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \frac{e_{t+1}}{e_t}$$

$$(6) \quad \beta(1+r_t) = 1$$

$$(7) \quad \beta(1+r_t^*) \frac{e_{t+1}}{e_t} = 1$$

Las expresiones (6) y (7) son iguales bajo el supuesto de paridad de la tasa de interés.

Dividiendo (4) entre (5):³

$$(8) \quad \alpha \left(\frac{M_t}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right) = (1-\alpha) \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right)$$

Para la estimación de este modelo se dividió la expresión (8) por sí misma rezagada en un período, debido a que el primer término, la razón de los agregados monetarios, no es estaciona-

¹ A menudo, para la incorporación del dinero en la función de utilidad se considera también un parámetro multiplicativo de nivel que antecede a la función de liquidez, que representa la preferencia del agente por la liquidez. En el modelo planteado no se incluyó este parámetro porque se supone que la preferencia por la liquidez se normaliza a la unidad, y que la variable consumo incluye la razón de la preferencia del consumo sobre la preferencia por la liquidez.

² En el anexo 1 se presenta la derivación del modelo.

³ Para la estimación no se emplean las expresiones (4) y (5) por separado porque en ambas se encuentran los saldos reales en moneda nacional y extranjera que no son estacionarios. (Ver anexo 1).

rio ya que la tenencia en moneda nacional respecto a la moneda extranjera ha ido cayendo a lo largo del tiempo por el proceso de dolarización.

Así, las expresiones empleadas para las estimaciones de los parámetros son:

$$(9) \quad \left(\frac{M_t}{M_{t-1}} \frac{M_{t-1}^* e_{t-1}}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \left(\frac{1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta}{1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \frac{e_t}{e_{t-1}} \beta} \right) = \left(\frac{1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta}{1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \beta} \right)$$

$$\beta(1 + r_t^*) \frac{e_{t+1}}{e_t} = 1$$

Con las expresiones (9) y (7) se estiman los parámetros β y ρ .⁴ Para estimar α , que ya no está presente en las expresiones, se propone una segunda parte del modelo y se emplea la expresión (8), replanteando la misma y reemplazando los valores de β y ρ ya estimados, de la siguiente manera (ver anexo 1):⁵

$$(10) \quad (1 - \alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{M_t} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right) = \alpha \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right)$$

IV. ESTIMACIÓN DEL MODELO

La mayor parte de las estimaciones de la elasticidad de sustitución entre monedas, con base en las ecuaciones de Euler, se realizan por el método GMM (*Generalized Method of Moments*), que permite estimaciones no lineales a través de variables instrumentales. Sin embargo, como se indica en Fuhrer *et al.* (1995), la evidencia muestra que los modelos estimados por GMM son demasiado sensibles a aspectos irrelevantes de la especificación econométrica, como la normalización de los parámetros. Además, las estimaciones son sesgadas en muestras pequeñas.

⁴ Para la estimación de β se utiliza la expresión (7) y no la expresión (6) porque en Bolivia la mayor parte de los depósitos son en moneda extranjera. A diciembre de 2001, en el sistema bancario se tenía en caja de ahorro el 93.0% y en plazo fijo 99.1% de los depósitos en moneda extranjera.

⁵ La razón de los agregados en la ecuación (10), no estacionaria, no afectará la estimación de α porque la misma se encuentra elevada a $-\rho$ y -1 , el valor de ρ se estima en la primera parte del modelo.

Por lo anteriormente mencionado se consideró la posibilidad de emplear el método de *Maximum Likelihood* (ML). Así, la probabilidad de que las variables endógenas observadas puedan reproducirse con el modelo sea lo más alta posible. Por otra parte, al ser el logaritmo una función monotónicamente creciente que reproduce los valores que maximizan la función original, resulta conveniente maximizar el logaritmo de la función de ML. El estimador de ML es consistente, asintóticamente normal y eficiente.

Para la estimación de un sistema de ecuaciones se puede emplear el método de FIML (*Full Information Maximum Likelihood*), que considera todas las ecuaciones y parámetros en forma conjunta para la estimación. Las estimaciones por FIML tienen las propiedades de los estimadores ML y por tanto son asintóticamente eficientes comparando con otros estimadores de ecuaciones simultáneas, mínimos cuadrados en dos etapas y mínimos cuadrados en tres etapas. Además, con el método de FIML se obtienen estimaciones menos sesgadas, más eficientes y mejor comportadas que con GMM.⁶

En este sentido, para la estimación de la elasticidad de sustitución entre monedas y la tenencia de saldos reales en moneda nacional o extranjera se utilizó el método de FIML, el cual emplea una matriz de ponderadores (matriz de covarianzas) por que trabaja con ecuaciones no lineales.⁷

1. Variables empleadas

Para las estimaciones del modelo se consideraron tres agregados, que implican diferentes grados de liquidez: M_1 comprende el circulante y los depósitos a la vista, M_2 es M_1 más los depósitos en caja de ahorro y M_3 que es M_2 más depósitos a plazo fijo. En las estimaciones de la elasticidad de sustitución se emplearon las diferencias entre estos agregados para puntualizar el grado de liquidez de los mismos.

- M_1 , aproxima la tenencia de efectivo de los agentes económicos.

⁶ Inicialmente se empleó el método de GMM, pero las estimaciones de los parámetros eran muy sensible a las variables instrumentales empleadas y al número de rezagos de las mismas. Por otra parte, las estimaciones no eran robustas en lo que respecta a las variaciones del tamaño de la muestra. Por lo que se empleó el método de FIML y las estimaciones presentaron una mayor estabilidad.

⁷ El emplear una matriz de ponderadores (matriz de varianzas y covarianzas) contribuirá a evitar la presencia de heteroscedasticidad.

- La diferencia de M_2 (M_2 menos M_1), es una combinación entre ahorro a mediano plazo y la posibilidad de disponer de los recursos monetarios, caja de ahorro.
- La diferencia de M_3 (M_3 menos M_2), es el ahorro, particularmente plazo fijo.

Para las estimaciones se empleó el componente en MN (moneda nacional) y en ME (moneda extranjera) de cada variable, para el cálculo de este último se restó del agregado total (M') el componente en MN. Las variables empleadas en las estimaciones son:⁸

- M_1 en MN y el componente de M_1 en ME.
- La diferencia de M_2 MN y para la diferencia de M_2 ME se restó el componente M_1 ME del componente M_2 ME.
- La diferencia de M_3 MN y para la diferencia de M_3 ME se restó el componente M_2 ME del componente M_3 ME.

Otras variables empleadas para las estimaciones fueron:

- El índice de precios al consumidor (IPC).
- El tipo de cambio oficial compra promedio mensual. Se trabajó con el promedio mensual porque el comportamiento del tipo de cambio durante el mes es el que dirige las expectativas de los agentes económicos.
- La tasa de interés real de moneda extranjera, que representa el costo de oportunidad de la tenencia de dinero. En las estimaciones con M_1 se empleó la combinación de la tasa de interés nominal de los depósitos en caja de ahorro (CA) y plazo fijo (PF) ponderados por sus montos. Para la estimación con la diferencia de M_2 se utilizó la tasa de interés para plazo fijo y para la estimación con la diferencia de M_3 se empleó la tasa de interés real de las letras del Tesoro a 13 semanas (LTs). Teniendo en cuenta que el modelo es estimado utilizando datos mensuales, se mensualizaron todas las tasas de interés nominales y se dividieron por la tasa de inflación rezagada

⁸ En las estadísticas monetarias, un apóstrofe en un agregado monetario, por ejemplo M'_1 , representa el agregado que incluye tanto moneda nacional como moneda extranjera. Así:

$$M'_1 = C + D \text{ vista MN} + D \text{ vista ME}$$

$$M'_2 = C + D \text{ vista MN} + D \text{ vista ME} + D \text{ caja de ahorro MN} + D \text{ caja de ahorro ME}$$

$$M'_3 = C + D \text{ vista MN} + D \text{ vista ME} + D \text{ caja de ahorro MN} + D \text{ caja de ahorro ME} \\ + D \text{ plazo fijo MN} + D \text{ plazo fijo ME}$$

en un período, para obtener las tasas de interés reales de dólares *ex ante*.

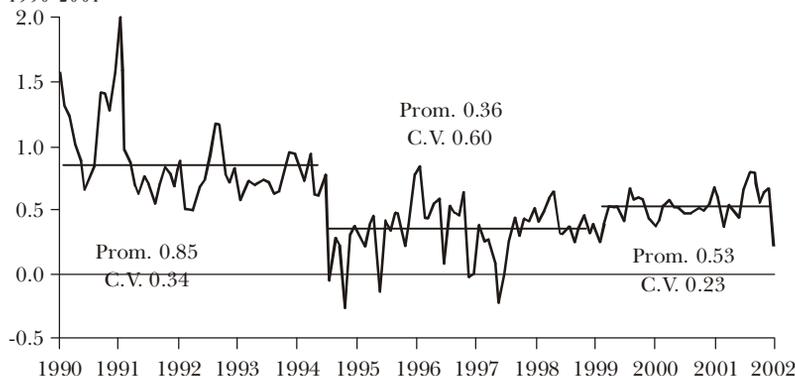
En el momento de decidir sobre la tenencia de sus saldos reales, en moneda nacional o extranjera, el agente considerará la tasa de interés real *ex ante*, es decir, tomará en cuenta la tasa de interés nominal que le ofrece el sistema bancario en ese momento y formará sus expectativas de inflación con base en la evolución de la misma hasta esa fecha.⁹

2. Estrategia de estimación

El modelo planteado supone una estimación en dos partes. En la primera parte se estiman los parámetros β y ρ , y en la segunda el parámetro α . Las estimaciones se realizaron para el período enero de 1990 a diciembre de 2001 y para tres subperíodos, que se definieron considerando la evolución de la política cambiaria, que se ilustra en la gráfica I. Los subperíodos son:

- Enero de 1990 a junio de 1994. Período en el cual la política cambiaria se caracterizó por depreciaciones periódicas que compensaran la inflación para mantener el tipo de cambio real competitivo.
- Julio de 1994 a diciembre de 1998. A partir julio de 1994, la política cambiaria buscó mantener la estabilidad del tipo de cambio real multilateral con base en el cálculo del tipo de cambio referencial. La flexibilización del tipo de cambio nominal, que ahora comprende elementos del mercado inter-

GRÁFICA I. VARIACIÓN PORCENTUAL MENSUAL DEL TIPO DE CAMBIO, 1990-2001



⁹ En el anexo 2 se presentan las gráficas de las variables mencionadas.

nacional para su determinación, muestra un menor promedio de las variaciones porcentuales del tipo de cambio, aunque un mayor coeficiente de variación en este subperíodo, como se puede observar en la gráfica 1.

- Enero de 1999 a diciembre de 2001. En este período la política cambiaria fue más activa que en el período anterior, el promedio de la variación porcentual del tipo de cambio fue mayor, debido a la situación internacional. En enero de 1999 se registró una fuerte devaluación del real brasileño, mientras que en 2001 Argentina presentó desequilibrios externos y fiscales que propició un clima de incertidumbre en toda la región.

V. EVIDENCIA EMPÍRICA

1. Primera parte de la estimación

En la primera parte de la estimación se emplearon las expresiones (7) y (9). Inicialmente se aplicaron pruebas de raíz unitaria a las razones y variables que conforman estas expresiones. A la razón de los agregados de la ecuación (9) se llamó RM , es decir:

$$\left(\frac{M_t}{M_{t-1}} \frac{M_{t-1}^* e_{t-1}}{M_t^* e_t} \right) = RM$$

En el cuadro 1 se presentan los resultados de la prueba de raíz unitaria para todo el período y los distintos subperíodos.

La primera variable es la razón de M_1 , la segunda es la razón de la *diferencia de* M_2 y la tercera es la razón de la *diferencia de* M_3 . Ninguna de las series presenta raíz unitaria al 5% de significación, salvo la razón de precios del primer subperíodo y la razón del tipo de cambio del tercer subperíodo, que sin embargo no presentan raíz unitaria al 10% de significación.

En la estimación, considerando las formas funcionales de ambas expresiones, se emplearon parámetros de partida para iniciar la iteración de los valores a los cuales converja el modelo. Para la elección de estos parámetros iniciales se consideraron estimaciones preliminares y los resultados hallados para Bolivia en el trabajo de Baquero (1999). Los parámetros iniciales empleados fueron 0.9 para β y 0.5 para ρ .¹⁰ Los errores de

¹⁰ Se probaron parámetros iniciales inferiores para ρ , desde 0.001, y las estimaciones no presentaron variaciones significativas.

CUADRO 1. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA DE DICKEY-FÜLLER AUMENTADA

Variables	Ene. de 1990- dic. de 2001	Valor crítico 5%	Ene. de 1990- jun. de 1994	Valor crítico 5%	Jul. de 1994- dic. de 1998	Valor crítico 5%	Ene. de 1999- dic. de 2001	Valor crítico 5%
RM_1	-5.753	-2.882	-4.006	-2.922	-4.004	-2.916	-4.703	-2.945
RM_2	-5.220	-2.882	-3.015	-2.922	-3.374	-2.916	-3.591	-2.945
RM_3	-6.607	-2.882	-3.993	-2.922	-3.795	-2.916	-4.326	-2.945
P/P_{t-1}	-4.626	-2.882	-2.918*	-2.922	-3.653	-2.916	-3.846	-2.945
E/e_{t-1}	-3.246	-2.882	-2.948	-2.922	-3.780	-2.916	-2.853*	-2.945
$i_t^*(CA \text{ y } PF)$	-5.792	-2.882	-3.317	-2.922	-4.184	-2.916	-4.033	-2.945
$i_t^*(PF)$	-5.762	-2.882	-3.331	-2.922	-4.210	-2.916	-4.031	-2.945
$i_t^*(LT\acute{s})$	-6.169	-2.882	-3.722	-2.922	-4.500	-2.916	-3.821	-2.945

NOTA: La prueba de raíz unitaria se aplicó con intercepto y tres rezagos. * No presenta raíz unitaria al 10% de significación.

CUADRO 2. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA DICKEY-FÜLLER AUMENTADA-PHILLIPS-PERRON

Variables	Ene. de 1990- dic. de 2001	Valor crítico 5%	Ene. de 1990- jun. de 1994	Valor crítico 5%	Jul. de 1994- dic. de 1998	Valor crítico 5%	Ene. de 1999- dic. de 2001	Valor crítico 5%
$(M_1^* e_t/M_1)^{p-1}$					-0.969	-2.916	-5.929 PP	-2.945
$(M_2^* e_t/M_2)^{p-1}$	-13.045	-2.882	-8.604	-2.920	-2.981 PP	-2.916	3.686 PP	-2.945
$(M_3^* e_t/M_3)^{p-1}$	-3.401	-2.882	-2.069	-2.920	-3.102	-2.916	-3.797	-2.945

NOTA: La prueba de raíz unitaria se aplicó con intercepto y tres rezagos. A las tres series se aplicaron ambas pruebas (ADF y PP), en los casos en los que los resultados divergían se consideró la prueba con la que las series presentan estacionariedad.

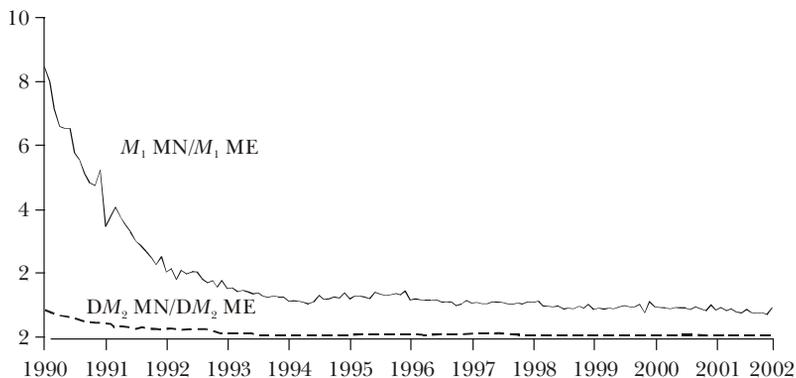
las estimaciones no presentaron raíz unitaria al 1% de significación.

2. Segunda parte de la estimación

En la segunda parte se empleó la expresión (10) para estimar el valor de α , reemplazando los valores de β y ρ ya obtenidos en la primera parte del modelo. Como se vio anteriormente, las series de razones de precios y de tipo de cambio no presentan raíz unitaria. Las razones de los agregados, que sí tienen raíz unitaria, están elevados a $-\rho$ y -1 . En el cuadro 2 se presentan las pruebas de raíz unitaria para estas series.

La prueba de raíz unitaria de la razón del agregado M_1 no se presenta para el período enero de 1990 a diciembre de 2001 ni para el primer subperíodo, de enero de 1990 a junio de 1994, debido a que la serie tiene una caída muy fuerte hasta 1994 (gráfica II), por lo que ni elevando a $-\rho$ y -1 la serie se suaviza. Las razones de la *diferencia de M_2* y la *diferencia de M_3* no presentan raíz unitaria, salvo la *diferencia de M_3* en el primer subperíodo.

GRÁFICA II. RAZÓN DEL AGREGADO M_1 Y DE LA DIFERENCIA DE M_2 , 1990-2002



Al igual que en el caso anterior se emplearon parámetros iniciales para las estimaciones con base en las observaciones de la proporción de cada agregado en moneda nacional respecto al agregado total. Los resultados obtenidos para las estimaciones de α se presentan en el siguiente punto. Los errores de las estimaciones no presentaron raíz unitaria al 10% de significación.

3. Resultados obtenidos

En el cuadro 3 se presentan los resultados obtenidos en las

CUADRO 3. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

<i>Variable y período</i>	α	β	ρ	σ
<i>M</i> ₁				
Ene. 1990-dic. 2001	RU	0.961	2.386	0.295
Feb. 1990-jun. 1994	RU	0.983	5.307	0.159
Jul. 1994-dic. 1998	RU	0.982	3.756	0.210
Ene. 1999-dic. 2001	0.4824	0.959	2.327	0.301*
Diferencia de <i>M</i> ₂				
Ene. 1990-dic. 2001	0.0386	0.964	1.665	0.375
Feb. 1990-jun. 1994	0.0680	0.983	2.449	0.290
Jul. 1994-dic. 1998	0.0003	0.983	2.320	0.301
Ene. 1999-dic. 2001	0.0001	0.964	2.317	0.301*
Diferencia de <i>M</i> ₃				
Ene. 1990-dic. 2001	0.0018	0.962	0.526	0.655
Feb. 1990-jun. 1994	RU	0.981	1.145	0.466
Jul. 1994-dic. 1998	0.0025	0.981	0.474	0.678*
Ene. 1999-dic. 2001	0.000	0.959	2.711	0.269*

NOTAS: RU: la razón de los agregados presentan raíz unitaria. * Parámetros no significativos al 5 por ciento.

estimaciones para el período total y los subperíodos definidos.

La estimación de la tenencia de saldos reales en moneda nacional (α) por parte del agente económico es mayor para *M*₁ (dinero transaccional) que para la *diferencia de M*₂ (caja de ahorro) o la *diferencia de M*₃ (plazo fijo) en el último subperíodo. El agente mantiene dinero en moneda nacional para realizar transacciones, mientras que para las operaciones de ahorro y de depósitos a plazo fijo la dolarización es casi completa.¹¹

Considerando cada uno de los subperíodos se observa que la tenencia de saldos reales en moneda nacional de la *diferencia de M*₂ se va reduciendo, particularmente en el segundo subperíodo. Al parecer la flexibilización de la política cambiaria, percibida por la mayor variación en las depreciaciones, creó expec-

¹¹ En Orellana (1999), mediante el método de máximo verosimilitud se estima que, para el período del primer trimestre de 1987 al tercer trimestre de 1998, el circulante en moneda extranjera representa el 60% del stock de moneda nacional en circulación. En la estimación obtenida mediante la teoría cuantitativa del dinero, para el período 1994-1998, se llegó a que aproximadamente el efectivo en moneda extranjera es el 80% del circulante en moneda nacional. Finalmente el autor indica: "... Ambos resultados permiten concluir que la moneda nacional es importante como medio de pago en la economía".

tativas en los agentes que motivó una reducción de su tenencia de caja de ahorro en moneda nacional. Además, las políticas de remonetización aplicadas en este subperíodo, como el establecimiento de encaje legal por monedas y la eliminación de encaje legal adicional para depósitos en moneda nacional, al parecer no tuvieron efecto en la preferencia de los agentes. Aunque se debe hacer notar que para mayo de 1998 se uniformizó la tasa de encaje legal, implicando este hecho un incremento de la tasa de encaje para los depósitos en moneda nacional y una reducción para los depósitos en moneda extranjera.

La tenencia de saldos reales en MN de la *diferencia de M_3* se reduce para el último subperíodo, las expectativas de mayores devaluaciones por la situación internacional, los conflictos sociales por los que atravesó el país y la reducción de las tasas de interés condujeron a una menor preferencia por depósitos a plazo fijo en moneda nacional.

La estimación de β , el factor de descuento intertemporal para todo el período está alrededor de 96%. El último subperíodo es menor con respecto a los anteriores, lo que muestra el aumento de la preferencia por el consumo actual por parte de los agentes. Al parecer la percepción de mayor inestabilidad y conflictos sociales incentivaron el mayor consumo sobre la tenencia de dinero.

La elasticidad de sustitución entre monedas (σ) muestra en todos los casos valores menores a uno, es decir, existe inelasticidad de los saldos reales en diferentes monedas ante cambio en su precio relativo.¹² La elasticidad es menor para el dinero transaccional (M_1), aumenta para la *diferencia de M_2* y para la *diferencia de M_3* . Este resultado refleja el hecho que los agentes son más sensibles a las variaciones cambiarias para la tenencia de dinero como reserva de valor que para el dinero transaccional.¹³ Además, esta sensibilidad se ve incrementada cuando aumentan las expectativas de devaluación o de inflación.¹⁴

Considerando los subgrupos, la elasticidad de sustitución

¹² El hecho de que ρ sea significativo implica que el coeficiente es diferente de cero, por tanto σ será significativamente diferente de 1.

¹³ La estimación de la elasticidad de sustitución para todo el período en su conjunto es mayor que para cada uno de los subperíodos, debido a que la variabilidad de la depreciación y de las razones de los agregados es mayor para todo el período que para cada uno de los subperíodos. Por lo que la estimación por subperíodos es más apropiada. (Ver anexo 3.)

¹⁴ Arce (2001) señala que el sistema cambiario de tipo deslizando adoptado por el BCB es adecuado para controlar la incertidumbre. Cualquier cambio brusco de política cambiaria puede generar mayor incertidumbre y, por ende, mayor dolarización.

para el agregado M_1 sube para el segundo subperíodo, el agente es más sensible a las variaciones cambiarias cuando la política cambiaria se flexibiliza, la mayor variación de la depreciación registrada en este período aumenta el riesgo cambiario.¹⁵ Para el tercer subperíodo la elasticidad de sustitución es mayor, aunque no significativa, lo cual podría significar que la política cambiaria más activa y la difícil situación económica aumentan la sensibilidad del agente.

La elasticidad de sustitución para la *diferencia de M_2* sube en el segundo subperíodo, la mayor variación del tipo de cambio en este subperíodo crea expectativas en los agentes económicos que motivan una mayor sensibilidad por la sustitución de la moneda. En el tercer subperíodo la elasticidad de sustitución es similar a la del subperíodo anterior, y tampoco es significativa, esto último indica que la elasticidad de sustitución de monedas estuvo más afectada por las expectativas respecto a la situación económica nacional e internacional, y reducción de costos de captación por parte de la banca que por la política cambiaria.

La elasticidad de sustitución para la *diferencia del M_3* es mayor, pero no significativa en los dos últimos subperíodos, esto significa que a pesar que la *diferencia de M_3* (depósitos a plazo fijo) está casi totalmente conformada por moneda extranjera (por encima del 95%), una variación del tipo de cambio está asociada a una mayor sustitución de monedas.

Por otra parte, se debe tener en cuenta que para la *diferencia de M_3* en el último subperíodo la sustitución de monedas fue menor, aunque no significativa, esto no se debió necesariamente a una mayor preferencia por la moneda nacional, sino a que desde el segundo semestre de 2000 y 2001 se redujeron los depósitos totales, los agentes orientaron sus tenencias monetarias hacia activos más líquidos como medida de precaución por los conflictos sociales y por la reducción en los costos de captación por parte de la banca.

VI. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se empleó un modelo de costos de transacción con optimización intertemporal para cuantificar la elas-

¹⁵ Varios autores señalan que la demanda de saldos reales domésticos y extranjeros dependerá de los rendimientos esperados de cada tipo de moneda. Ello implica que el grado de sustitución entre monedas aumentará con un tipo de cambio flotante, pues bajo este régimen el riesgo cambiario es mayor y, por tanto, también el de mantener moneda nacional.

tividad de sustitución entre la moneda nacional y el dólar, y estimar la composición de los saldos monetarios en moneda nacional y extranjera que los agentes mantienen para maximizar su función de utilidad. Para las estimaciones se empleó el método de *Full Information Maximum Likelihood*. Las estimaciones se realizaron para los diferentes agregados monetarios, M_1 , la *diferencia de M_2* y la *diferencia de M_3* .

Los resultados obtenidos de las estimaciones muestran que la tenencia de saldos monetarios reales en moneda nacional es mayor para el dinero transaccional que para el cuasidinero. Para el último subperíodo, comprendido entre enero de 1999 y diciembre de 2001, la preferencia por la moneda nacional se redujo por la percepción de mayor variación cambiaria e inestabilidad económica y social, como se observó para la *diferencia de M_2* y la *diferencia de M_3* .

Para el tercer subperíodo, entre enero de 1999 y diciembre de 2001, aumenta la preferencia del agente económico por el consumo (β disminuye), esto se podría deber a la incertidumbre creada por la situación económica y social, particularmente en 2000, que incentiva al agente a consumir y no ahorrar.

La elasticidad de sustitución en todas las estimaciones es menor a uno, mostrando inelasticidad de los saldos relativos ante cambio en su precio. El dinero transaccional, de corto plazo, no es muy sensible a la variación cambiaria y el cuasidinero ya está, en su mayor parte, conformado por moneda extranjera. Comparando las estimaciones entre los diferentes agregados se puede afirmar que la elasticidad de sustitución entre monedas es mayor para los agregados que implican tenencia de depósitos a mayores plazos.

La elasticidad de sustitución para todos los agregados subió para el segundo subperíodo, aunque el promedio de la variación cambiaria fue menor, la variabilidad de la misma fue mayor creando expectativas cambiaria que al parecer motivó una mayor sensibilidad en los agentes económicos. La estimación para el tercer subperíodo no es significativa para ningún agregado, lo cual podría indicar que la elasticidad de sustitución de monedas estuvo más motivada por las expectativas generadas por la situación económica nacional e internacional y por la reducción de los costos de captación por parte de la banca, que por la política cambiaria en este subperíodo.

La dolarización se da en la función del dinero como reserva de valor más que como medio de cambio. El agente económico mantiene dinero en moneda nacional con fines transaccionales, pero la composición de su cartera de activos la mantiene en

moneda extranjera. La sustitución es de activos más que de monedas.

Anexo 1

DESARROLLO DEL MODELO

Premisas

- El agente representativo, que vive infinitos períodos, maximiza la utilidad que le proporciona el consumo y la liquidez del dinero real.
- La liquidez que mantiene el agente es representada a través de una función CES (Constant Elasticity of Substitution) que combina la tenencia de saldos reales en moneda nacional y en moneda extranjera.
- El agente enfrenta una restricción presupuestaria por la cual el ingreso que percibe, la ganancia por los títulos o depósitos que posea y sus tenencias de saldos reales (en moneda nacional o extranjera) los podrá destinar al consumo, al ahorro o a mantener dinero en efectivo, en ambas monedas.

El modelo

$$\text{Max} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \left\{ c_t + \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{-1/\rho} \right\}$$

sujeto a:

$$y_t + (1 + r_{t-1})b_{t-1} + (1 + r_{t-1}^*)b_{t-1}^* e_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}^* e_t}{P_t} = c_t + b_t + b_t^* e_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^* e_t}{P_t}$$

Planteando la maximización:

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ c_t + \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{-1/\rho} \right\} - \lambda \left[c_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^* e_t}{P_t} + b_t + b_t^* e_t - y_t - \frac{M_{t-1}}{P_t} - \frac{M_{t-1}^* e_t}{P_t} - (1 + r_{t-1})b_{t-1} - (1 + r_{t-1}^*)b_{t-1}^* e_t \right]$$

Las condiciones de primer orden son:

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = \beta^t - \lambda = 0$$

$$(1) \quad \beta^t = \lambda$$

$$\frac{\partial L}{\partial M_t} = \beta^t \left(\frac{-1}{\rho} \right) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \alpha (-\rho) \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} \frac{1}{P_t} - \lambda \frac{1}{P_t} + \lambda_{t+1} \frac{1}{P_{t+1}} = 0$$

$$\beta^t \alpha \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \frac{1}{P_t} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} = \frac{\beta^t}{P_t} - \frac{\beta^{t+1}}{P_{t+1}}$$

$$(2) \quad \alpha \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} = 1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta$$

$$\frac{\partial L}{\partial M_t^* e_t} = \beta^t \left(\frac{-1}{\rho} \right) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} (1-\alpha) (-\rho) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} \frac{1}{P_t}$$

$$- \frac{\lambda}{P_t} + \frac{\lambda_{t+1}}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} = 0$$

$$\beta^t (1-\alpha) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} = \beta^t - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta^{t+1} \frac{e_{t+1}}{e_t}$$

$$(3) \quad (1-\alpha) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} = 1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \frac{e_{t+1}}{e_t}$$

$$(4) \quad \frac{\partial L}{\partial b_t} = -\lambda + \lambda_{t+1} (1 + r_t) = 0$$

$$(5) \quad \frac{\partial L}{\partial b_t^* e_t} = -\lambda + \lambda_{t+1} (1 + r_t^*) \frac{e_{t+1}}{e_t} = 0$$

$$(6) \quad \frac{\partial L}{\partial \lambda} = c_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^* e_t}{P_t} + b_t + b_t^* e_t - y_t - \frac{M_{t-1}}{P_t} - \frac{M_{t-1}^* e_t}{P_t} - (1 + r_{t-1}) b_{t-1} - (1 + r_{t-1}^*) b_{t-1}^* e_t = 0$$

Reemplazando (1) en (4):

$$-\beta^t + \beta^{t+1} (1 + r_t) = 0$$

$$\frac{\beta^{t+1}(1+r_t)}{\beta^t} = \frac{\beta^t}{\beta^t}$$

$$(7) \quad \beta(1+r_t) = 1$$

Reemplazando (1) en (5):

$$(8) \quad \boxed{\beta(1+r_t^*) \frac{e_{t+1}}{e_t} = 1}$$

Dividiendo la expresión (2) entre la (3):

$$\frac{\alpha \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho-1}}{(1-\alpha) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}} \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho-1}} = \frac{1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta}{1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta}$$

Simplificando:

$$\frac{\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho-1}}{(1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho-1}} = \frac{1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta}{1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta}$$

$$(9) \quad \alpha \left(\frac{M_t}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right) = (1-\alpha) \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right)$$

Dividiendo la expresión (9) por si misma rezagada un período:

$$(10) \quad \frac{\alpha \left(\frac{M_t}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right)}{\alpha \left(\frac{M_{t-1}}{M_{t-1}^* e_{t-1}} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \frac{e_t}{e_{t-1}} \beta \right)} = \frac{(1-\alpha) \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right)}{(1-\alpha) \left(1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \beta \right)}$$

$$\boxed{\left(\frac{M_t}{M_{t-1}} \frac{M_{t-1}^* e_{t-1}}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \frac{\left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right)}{\left(1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \frac{e_t}{e_{t-1}} \beta \right)} = \frac{\left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right)}{\left(1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \beta \right)}}$$

Las expresiones (7) y (8) deberían ser iguales bajo el supuesto de la paridad de las tasas de interés.

Las expresiones (8) y (10) incorporan todas las ecuaciones de la maximización para estimar los coeficientes del β y ρ . Sin embargo, el coeficiente α no se podrá estimar porque ha sido simplificado de la ecuación (10).

Para la estimación de α se plantea una segunda parte del modelo.

Segunda parte del modelo

Partiendo de la expresión (9):

$$\alpha \left(\frac{M_t}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right) = (1 - \alpha) \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right)$$

Se invierte la expresión (9) porque es menos probable que el agregado en moneda extranjera sobre el agregado en moneda nacional elevado a $(-\rho - 1)$ tenga raíz unitaria:

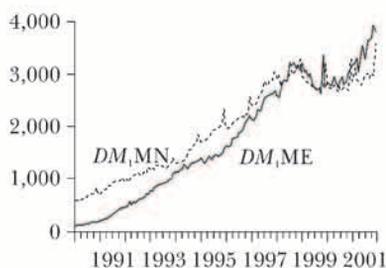
$$(11) \quad \boxed{(1 - \alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{M_t} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right) = \alpha \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right)}$$

Con la expresión (11) se estima el valor de α , reemplazando los valores de β y ρ obtenidos en la primera parte de la estimación.

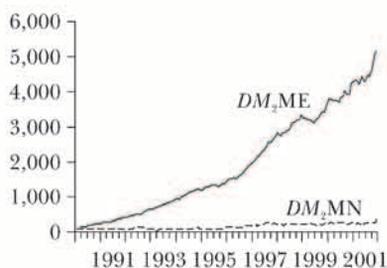
Anexo 2

GRÁFICOS DE LAS SERIES INCLUIDAS EN LAS ESTIMACIONES

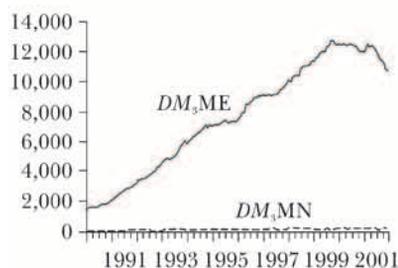
GRÁFICA A.1. M_1 EN MN Y ME
(en millones de bolívares)



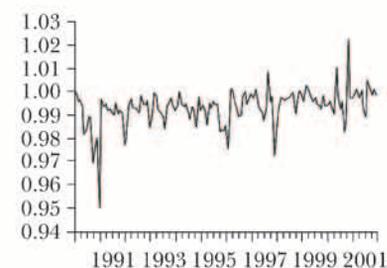
GRÁFICA A.2. LA DIFERENCIA DE M_2
EN MN Y ME (en millones de bolívares)



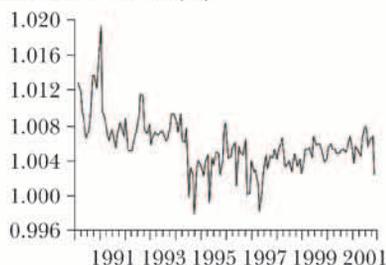
GRÁFICA A.3. LA DIFERENCIA DE M_3
EN MN Y ME (en millones de bolívares)



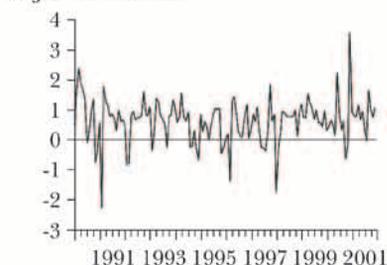
GRÁFICA A.4. RAZÓN DEL IPC: $IPC(-1)/IPC$



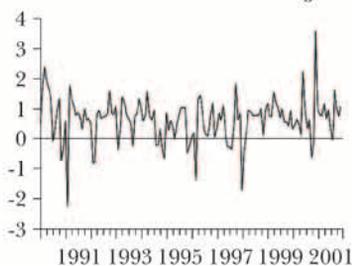
GRÁFICA A.5. RAZÓN DEL TIPO DE
CAMBIO: $TC/TC(-1)$



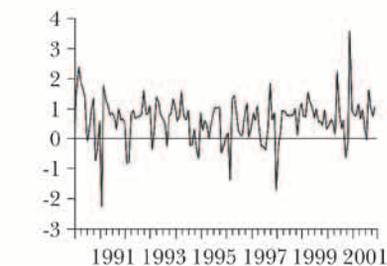
GRÁFICA A.6. TASA DE INTERÉS REAL
DE ME MENSUAL PARA PLAZO FIJO Y
CAJA DE AHORRO



GRÁFICA A.7. TASA DE INTERÉS REAL
DE ME MENSUAL PARA PLAZO FIJO



GRÁFICA A.8. TASA DE INTERÉS REAL
DE ME MENSUAL PARA LTs A 13 SEMA-
NAS



Anexo 3

**ESTADÍSTICOS DE LAS SERIES: TENDENCIA CENTRAL
Y VARIABILIDAD**

VARIACIÓN PORCENTUAL MENSUAL DEL TIPO DE CAMBIO

<i>Período</i>	<i>Media</i>	<i>Varianza</i>
Ene. de 1990.-dic. de 2001	0.578	0.092
Ene. de 1990-jun. de 1994	0.837	0.076
Jul. de 1994-jun. de 1998	0.356	0.045
Ene. de 1999-dic. de 2001	0.530	0.015

M_1 ME/ M_1 MN

<i>Período</i>	<i>Media</i>	<i>Varianza</i>
Ene. de 1990.-dic. de 2001	0.774	0.087
Ene. de 1990-jun. de 1994	0.481	0.060
Jul. de 1994-jun. de 1998	0.863	0.010
Ene. de 1999-dic. de 2001	1.080	0.010

DIFERENCIA DE M_2 ME/DIFERENCIA DE M_2 MN

<i>Período</i>	<i>Media</i>	<i>Varianza</i>
Ene. de 1990.-dic. de 2001	10.633	24.004
Ene. de 1990-jun. de 1994	5.671	13.218
Jul. de 1994-jun. de 1998	12.277	4.930
Ene. de 1999-dic. de 2001	15.611	2.936

DIFERENCIA DE M_3 ME/DIFERENCIA DE M_3 MN

<i>Período</i>	<i>Media</i>	<i>Varianza</i>
Ene. de 1990.-dic. de 2001	74.969	352.360
Ene. de 1990-jun. de 1994	82.672	525.562
Jul. de 1994-jun. de 1998	67.729	282.376
Ene. de 1999-dic. de 2001	74.277	43.323

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arce, Luis (2001), "Incertidumbre y dolarización en Bolivia".
Revista de Análisis (BCB), vol. 2, nº 1.
- Baquero, Marco L. (1999), *Dolarización en América Latina: una cuantificación de las elasticidades de sustitución entre monedas*, Banco Central del Ecuador (Nota Técnica, nº 55).

- Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith y D. Hendry (1993), *Cointegration, error-correction and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford University Press.
- Banco Central de Bolivia, *Memoria*, varios números.
- Calvo, Guillermo, y C. Végh (1992), "Currency Substitution in Developing Countries: an introduction", *Análisis Económico*, vol. 7, nº 1, junio de 1992.
- Calvo, Guillermo (1996), *Money, Exchange Rates and Output*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Comboni, Javier (1995), "La política cambiaria de Bolivia en el período agosto de 1985 a septiembre de 1994", *Monetaria* (CEMLA), vol. XVIII, nº 4, pp. 377-407
- Fuhrer, J., G. Moor, S. Schuh (1995), "Estimating the linear-quadratic inventory model Maximum likelihood versus Generalized method of moment", *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, pp. 115-57.
- Greene, William (1997), *Econometric Analysis*, primera edición, Prentice-Hall, Inc.
- Holman, Jill (1998), "GMM Estimation of a Money in the Utility Function Model: the Implications of Functional Form", *Journal of Money, Credit and Banking*, noviembre de 1998.
- Lora, Óscar (1999), "Ventajas de mantener la moneda nacional en Bolivia", *Revista de Análisis* (BCB), vol. 2, nº 2.
- Lora, Óscar (2000), "La dolarización de la economía boliviana", *Revista de la Sociedad Boliviana de Política Económica*, vol. 9, octubre de 2000.
- Orellana, W., y C. Mollinedo (1999), "Percepción de riesgo, dolarización y política monetaria en Bolivia", *Revista de Análisis* (BCB), vol. 2, nº 1.
- Orellana, Walter (1999), "Estimación del circulante y el multiplicador monetario en dólares", *Revista de Análisis* (BCB), vol. 2, nº 1.
- Prado, Fernando (1985), "El fantasma de la desdolarización", *Análisis Económico* (UDAPE), vol. 1.
- Ramírez, Juan Ramón (1985), "Modelos de intermediación financiera y la desdolarización", *Análisis Económico* (UDAPE), vol. 1.
- Savastano, Miguel (1992), "The Pattern of Currency Substitution in Latin America: an overview", *Análisis Económico*, vol. 7, nº 1, junio de 1992.

Héctor A. Valle S.

Pronósticos de inflación para Guatemala hechos con modelos ARIMA y VAR

I. INTRODUCCIÓN

El primer objetivo de los bancos centrales de todo el mundo es el de mantener tasas de inflación bajas y estables. Los agentes económicos, tanto privados como públicos, monitorean muy de cerca la evolución de los precios en la economía a fin de tomar decisiones que les permitan optimizar el uso de sus recursos. En este contexto resulta muy importante pronosticar la inflación. Una serie de bancos centrales han adoptado un esquema de objetivo de inflación para la conducción de su política monetaria. Dentro de este marco de referencia, el objetivo de inflación es el ancla nominal y por ello el pronóstico de la inflación desempeña un papel fundamental. Aun cuando el objetivo de

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, la ponencia presentada por H. A. Valle S., economista, del Departamento de Investigación Económica del Banco de Guatemala, en la VII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada, en Guatemala, del 20 al 22 de noviembre de 2002. Los puntos de vista expresados en este documento corresponden al autor y no representan necesariamente la opinión del Banco de Guatemala. El autor quiere expresar su agradecimiento a Juan Carlos Castañeda, Víctor Manuel Guerrero, Erick Roberto Valdés y a Lorena Ramírez Orellana, por sus comentarios, sugerencias y por la valiosa ayuda que le proporcionaron.

inflación generalmente surge de un consenso político entre diferentes instituciones gubernamentales, también debe ser válido estadísticamente. Es por ello que los bancos centrales deben tener buenos modelos para pronosticar inflación. Cabe la posibilidad de que el Banco de Guatemala adopte un régimen de objetivo de inflación en el futuro cercano y la necesidad de realizar pronósticos de inflación será una obligación para el banco, a fin de tener éxito en la implementación de esta política. Este trabajo tiene dos objetivos: el primero consiste en pronosticar la inflación y el segundo es el de seleccionar un grupo de variables que el Banco de Guatemala deberá seguir de cerca para alcanzar su objetivo de inflación. Para lograr este fin se utilizan modelos de vector autorregresivo (VAR). Las variables incluidas en los modelos son variables que, intuitivamente, contienen información sobre inflación, tales como tasas de interés, agregados monetarios, tipos de cambio, producto, etcétera.

En los modelos VAR se verifican muchas combinaciones posibles de estas variables. Para conducir la política monetaria, el Banco de Guatemala debe seguir de cerca el grupo de variables que hagan la mejor predicción de la inflación.

Los modelos ARIMA para inflación se construyen para conseguir buenos resultados por su bien conocida capacidad de ser simples, robustos y parsimoniosos. La idea consiste en determinar si las variables incluidas en los modelos VAR tienen más información para pronosticar la inflación que la información contenida en el comportamiento pasado de las series de inflación. A fin de evaluar los pronósticos y clasificarlos, se realizará una evaluación de pronósticos fuera de la muestra. El criterio de evaluación de la bondad del pronóstico de inflación es la raíz del error cuadrático medio (RMSE) de los errores de pronóstico, que indica lo cerca que se encuentra el pronóstico de la inflación real.

La base del índice de precios al consumidor (CPI) fue marzo-abril de 1983 hasta 2001, fecha en que se adoptó un nuevo CPI. La base de este nuevo CPI es diciembre de 2000; incluso cabe decir que el nuevo índice incluye más artículos y nuevas ponderaciones.

Se encontró que el nuevo CPI produjo un cambio estructural en las series. Por eso mismo, el análisis de intervención se llevó a cabo para modelar el cambio estructural que da la oportunidad de verificar las habilidades de pronóstico de los modelos en este contexto.

En la segunda parte del trabajo, la serie de inflación se examina gráficamente para desarrollar una intuición algo general so-

bre la estructura de la serie. La estructura determina la estrategia para modelar la serie. En la tercera parte se presenta la metodología a ser usada en el trabajo. A continuación, en la cuarta parte, se presentan los modelos y sus resultados para el período previo al cambio estructural (1993-2000). En la quinta parte se desarrolla el análisis de intervención. En la sexta sección aparecen los pronósticos para el año 2002. Por último, en el séptimo apartado, se presentan las conclusiones.

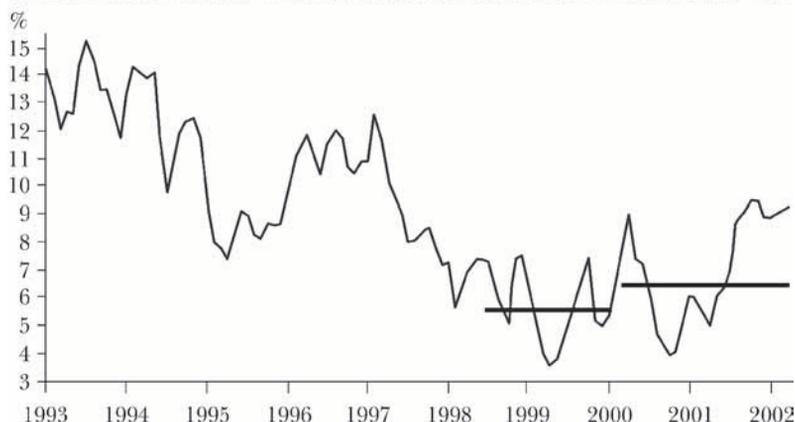
II. ANÁLISIS DE LAS SERIES DE INFLACIÓN

El primer paso en el pronóstico de series consiste en revisar la estructura de los datos que se van a pronosticar. En esta sección se desarrolla una evaluación general de la serie de inflación para poder determinar si la serie es estacionaria o no, si tiene tendencia o si muestra un patrón estacional. Para lograr estos primeros pasos se examinará la gráfica y la función de autocorrelación.

Es importante notar que desde 1983 hasta 2000, la base del CPI fue marzo-abril de 1983. Ahora el CPI tiene una nueva base que es diciembre de 2000. La nueva base se elaboró de acuerdo a la encuesta de ingresos y egresos de 1999-2000 e incluye 422 artículos (la antigua base incluía 212). Considerando la gran brecha entre ambos años-base y el hecho de que el nuevo CPI tiene más artículos, así como también diferentes ponderaciones para cada artículo, puede haber un cambio estructural en la serie.

La medida de inflación que se usa en este trabajo es la tasa de

GRÁFICA I. INFLACIÓN: CAMBIO DE UN AÑO EN EL CPI MENSUAL, 1993-2002



un cambio de un año en el índice de precios al consumidor que se incluye en la gráfica I.

Observando con atención la gráfica se puede apreciar que la serie de inflación presenta una tendencia y, consecuentemente, la serie no es estacionaria. Utilizando cierta imaginación, es posible observar un cambio en la medida de la serie durante el período 1998-2000, así como en la correspondiente al período del año 2000 en adelante, que podrían sugerir un cambio es-

CUADRO 1. INFLACIÓN: FUNCIONES DE AUTOCORRELACIÓN Y CORRELACIÓN PARCIAL, 1993-2002

<i>Autocorrelación</i>	<i>Correlación parcial</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Estadístico Q</i>	<i>Prob</i>
. *****	. *****	1	0.934	0.934	100.31	0.000
. *****	** .	2	0.846	-0.207	183.30	0.000
. *****	. *	3	0.778	0.150	254.22	0.000
. *****	. .	4	0.726	0.024	316.57	0.000
. *****	. **	5	0.708	0.248	376.45	0.000
. *****	. .	6	0.706	0.041	436.40	0.000
. *****	* .	7	0.684	-0.097	493.27	0.000
. *****	* .	8	0.632	-0.168	542.29	0.000
. *****	. .	9	0.566	-0.054	581.98	0.000
. ****	* .	10	0.491	-0.131	612.14	0.000
. ***	* .	11	0.414	-0.135	633.80	0.000
. ***	. *	12	0.365	0.067	650.79	0.000
. ***	. **	13	0.360	0.248	667.54	0.000
. ***	. .	14	0.362	-0.001	684.57	0.000
. ***	. .	15	0.356	0.062	701.22	0.000
. ***	. .	16	0.337	0.010	716.35	0.000
. **	* .	17	0.288	-0.092	727.46	0.000
. **	. .	18	0.237	0.028	735.08	0.000
. **	. *	19	0.217	0.073	741.54	0.000
. **	* .	20	0.210	-0.090	747.65	0.000
. **	* .	21	0.206	-0.061	753.62	0.000
. *	* .	22	0.196	-0.141	759.05	0.000
. *	. .	23	0.179	0.047	763.65	0.000
. *	. .	24	0.151	-0.016	766.95	0.000
. *	. *	25	0.128	0.131	769.36	0.000
. *	. **	26	0.127	0.135	771.74	0.000
. *	. *	27	0.132	0.084	774.36	0.000
. *	. .	28	0.135	-0.037	777.15	0.000
. *	* .	29	0.138	-0.058	780.07	0.000
. *	. .	30	0.135	0.026	782.91	0.000
. *	. .	31	0.126	0.019	785.41	0.000
. *	. .	32	0.125	0.013	787.92	0.000
. *	* .	33	0.128	-0.079	790.55	0.000
. *	* .	34	0.122	-0.157	793.00	0.000
. *	* .	35	0.115	-0.104	795.18	0.000
. *	. *	36	0.116	0.095	797.44	0.000

NOTAS: muestra: 1993:01 2002:04; observaciones incluidas: 112.

CUADRO 2. INFLACIÓN: FUNCIONES DE AUTOCORRELACIÓN EN PRIMERAS DIFERENCIAS Y DE CORRELACIÓN PARCIAL, 1993-2002

<i>Autocorrelación</i>	<i>Correlación parcial</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Estadístico Q</i>	<i>Prob</i>
. **	. **	1	0.264	0.264	8.0219	0.005
. * .	. ** .	2	-0.137	-0.222	10.197	0.006
. * .	. * .	3	-0.188	-0.096	14.342	0.002
** * .	. ** .	4	-0.325	-0.308	26.864	0.000
** .	. * .	5	-0.248	-0.158	34.186	0.000
. *	. *	6	0.135	0.138	36.397	0.000
. **	. *	7	0.326	0.161	49.349	0.000
. **	. .	8	0.204	0.034	54.451	0.000
. *	. .	9	0.082	0.035	55.288	0.000
. .	. *	10	0.061	0.179	55.748	0.000
** .	. * .	11	-0.215	-0.090	61.617	0.000
*** .	. ** .	12	-0.534	-0.439	98.077	0.000
. * .	. *	13	-0.103	0.078	99.453	0.000
. *	. * .	14	0.073	-0.108	100.15	0.000
. *	. .	15	0.129	-0.003	102.35	0.000
. **	. .	16	0.293	0.006	113.78	0.000
. *	. * .	17	0.132	-0.091	116.13	0.000
** .	. .	18	-0.190	-0.005	121.04	0.000
. * .	. *	19	-0.188	0.130	125.90	0.000
. * .	. .	20	-0.103	0.006	127.38	0.000
. .	. *	21	0.045	0.174	127.67	0.000
. .	. .	22	0.043	-0.017	127.93	0.000
. *	. .	23	0.155	0.026	131.36	0.000
. .	. ** .	24	0.062	-0.295	131.91	0.000
. * .	. * .	25	-0.138	-0.098	134.68	0.000
. .	. .	26	-0.052	-0.052	135.09	0.000
. .	. *	27	0.045	0.105	135.40	0.000
. .	. *	28	-0.029	0.068	135.52	0.000
. .	. * .	29	-0.008	-0.084	135.53	0.000
. *	. .	30	0.067	-0.012	136.24	0.000
. .	. .	31	-0.051	0.000	136.64	0.000
. .	. .	32	-0.017	0.065	136.69	0.000
. .	. **	33	0.042	0.202	136.98	0.000
. .	. .	34	0.033	0.011	137.16	0.000
. * .	. * .	35	-0.091	-0.092	138.54	0.000
. .	. * .	36	0.010	-0.164	138.56	0.000

NOTAS: muestra: 1993:01 2002:04; observaciones incluidas: 112.

tructural en la serie que coincide que el nuevo año base (diciembre de 2000). Sin embargo, estas deducciones previas tendrán que confirmarse mediante pruebas estadísticas formales.

La función de autocorrelación, que se muestra en el cuadro 1 también es muy útil en lo que se refiere a proporcionar información sobre las características de una serie cronológica.

La función de autocorrelación de inflación es típica de un proceso no estacionario, en el que la autocorrelación declina len-

tamente. Este comportamiento es el que se esperaba del análisis gráfico de los datos.

A fin de obtener más información sobre la serie de inflación, se calculó la función de autocorrelación en primeras diferencias (cuadro 2).

Ahora se puede observar el caso de la variable estacionaria, que se caracteriza por pocas autocorrelaciones significativas y luego por una caída exponencial. Conforme a la presencia de una estructura significativa en los rezagos 4° y 12°, también se puede llegar a la conclusión de que la serie presenta estacionalidad. De forma interesante, según la función de autocorrelación parcial, hay una estructura significativa en el 24° rezago.

En este punto, se puede concluir que la serie de inflación no es estacionaria y puede estar integrada en el orden 1 (esta afirmación se confirmará por la prueba Dickey Fuller).

Abundando en ello, la serie presenta un patrón estacional y muestra la existencia de estructura hasta el 24° rezago. Tomando todo en conjunto, lo anterior significa que se trata de una serie que no es fácil de modelar.

III. MÉTODO

1. Modelos VAR

Tal como se señaló anteriormente uno de los objetivos de este trabajo es pronosticar la inflación utilizando modelos multivariados para identificar las variables que el Banco de Guatemala debería monitorear para lograr su propuesto objetivo de inflación. Los modelos univariados se utilizarán como punto de referencia para comparar el desempeño de los modelos multivariados. Por eso mismo, los modelos autorregresivos de vector se utilizan para elaborar los modelos multivariados. Estos modelos VAR se utilizaron sólo como instrumentos de pronóstico, lo que quiere decir que no se realizaron ni consideraciones teóricas ni análisis estructurales. En este sentido, los modelos VAR ofrecen mucha flexibilidad en su elaboración y se desarrollaron desde su inicio con este propósito.

En este contexto, las variables de los modelos VAR, que se incluyeron sin tener en cuenta ninguna teoría económica, son aquellos que intuitivamente contienen información sobre la inflación y su papel en el modelo será sólo el de predecir dicha variable. Las variables que muestran ser buenos pronosticadores de inflación se quedaron en el modelo y el resto se excluirá.

Las variables que se toman en cuenta en los modelos VAR son, como ya se había dicho, aquéllas que puedan contener información sobre inflación y consecuentemente podrían ser buenos pronosticadores de la misma, a saber: producto, tasa de interés, tipo de cambio, dinero y precios del petróleo. Para algunas de estas variables hay más de una definición posible, como por ejemplo M_1 y M_2 para el dinero; por eso mismo, en el modelo se incluyen alternativamente las diferentes definiciones.

En otras palabras, en este punto, después de haber escogido las variables y sus definiciones, los modelos VAR se construyen con diferentes cantidades de variables y definiciones. Por eso mismo, las variables que el Banco de Guatemala debería seguir de cerca para conducir su política monetaria deberían ser aquellas variables (y sus definiciones) incluidas en el modelo que demuestren empíricamente ser capaces de generar mejor pronóstico de inflación.

Las variables y sus diferentes definiciones se presentan en el cuadro 3.

CUADRO 3. VARIABLES Y DEFINICIONES DEL MODELO

<i>Variables</i>	<i>Precios del petróleo</i>	<i>Dinero</i>	<i>Tasa de interés</i>	<i>Tipo de cambio</i>	<i>Crecimiento del producto</i>	<i>Precios</i>
Definiciones ^a	Precios internacionales del petróleo (New York Mercantile Exchange)	M_1	Depósito a corto plazo	Tipo de cambio (compra)	Índice de actividad económica mensual ^b	Inflación
		M_2	Depósito a largo plazo			
		Emisión ^c				
		Base monetaria				

^a Se refieren al cambio de un año en los indicadores utilizados. Para tasas de interés se utilizó también el cambio en un mes en el indicador. ^b Debido a la falta de datos trimestrales o bianuales del PIB, se utilizó el índice de actividad económica mensual como una variable aproximada del crecimiento del producto. ^c EMISIÓN. Emisión de dinero: dinero en circulación sin considerar los depósitos de dinero en bancos más el efectivo en las bóvedas de los bancos.

2. Los modelos ARIMA

Los modelos ARIMA son modelos univariados que constan de un polinomio autorregresivo, que es una variable que está in-

tegrada en el orden (d) y un promedio móvil polinomial. Los modelos ARIMA son bien conocidos por características tales como las de ser simples, robustos, parsimoniosos, y por proveer buenos resultados. Los modelos ARIMA para las series de inflación se construyen teniendo 2 objetivos en mente: pronosticar inflación y servir de punto de referencia para otros pronósticos. La idea principal consiste en determinar si las variables incluidas en los modelos VAR tienen o no más información para pronosticar la inflación que la inflación contenida en el comportamiento pasado de la serie de inflación, que se modela con los modelos ARIMA.

A fin de crear modelos ARIMA se siguen los pasos del método de Box y Jenkins, a saber: *i)* identificar; *ii)* estimar; y *iii)* verificar.

3. Criterios para establecer la clasificación de los diferentes pronósticos

El criterio para establecer la clasificación de los diferentes pronósticos es RMSE.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum (Y_i - \hat{Y})^2}{n}}$$

La RMSE nos indica cuan cerca está la serie pronosticada de la serie original. Cuanto más cerca de cero esté la RMSE, mejor es el pronóstico.

Tal como se dijo anteriormente, existe la posibilidad de un cambio estructural en la serie de inflación desde enero de 2001 en adelante. Lo anterior da la oportunidad de verificar diferentes modelos y sus capacidades de pronosticar dentro de dos marcos diferentes, es decir, en períodos con y sin cambio estructural en las series.

En lo que concierne al período sin cambio estructural, los modelos se estimaron con información desde enero de 1993 hasta diciembre de 2000, a partir de ahí, la serie pronosticada se computará de enero a diciembre de 2000. La RMSE se obtendrá entonces con esta información (las series observadas y pronosticadas de enero a diciembre de 2000).

4. Análisis de intervención

Una intervención puede interpretarse como la ocurrencia de un evento exógeno, que ejerce su influencia en el comporta-

miento histórico de una variable. Dicha intervención podría ser un cambio en la política económica, tal como la implementación de un nuevo conjunto de políticas fiscales, fenómenos naturales, eventos políticos, etcétera.

Después de lo anterior, esta metodología proporciona el marco para modelar el cambio estructural en la serie, que se comportará como sigue:

- i) En primer término, debe determinarse si hay o no evidencia estadística del cambio estructural. Lo anterior se hará mediante la prueba de Box y Tiao, que consiste en el estadístico C , como se describe a continuación:

$$C = \sum_{h=1}^H e_{I-2+h}^2(1) / \hat{\sigma}_a^2$$

donde $\hat{\sigma}_a^2$ = varianza residual del modelo obtenida para el período previo (1993-2000 en este caso); $t = I$; y $e_t(1), \dots, e_{I+H-2}(1)$ errores de pronóstico de un período anterior. La prueba tiene una distribución *Chi* cuadrada. La prueba modelo no representa la serie hasta la observación $t = I + H - 1$, el valor de C será grande (conforme a la distribución *Chi* cuadrada. Si sucede lo anterior, significa que hay un cambio estructural en la serie y tendría que elaborarse un modelo de intervención.

- Si hay evidencia estadística del cambio estructural, conforme a la prueba de Box y Tiao, debe añadirse al modelo una variable de intervención. Por otra parte, si no hay evidencia de cambio estructural, entonces el modelo todavía es bueno para representar y pronosticar la serie después de la ocurrencia del evento exógeno.
- En el caso en que si hay cambio estructural, la variable de intervención debe ser significativa en el modelo y por ello debe ayudar a generar mejores pronósticos.

IV. RESULTADO PARA EL PERÍODO 1993-2000

1. Resultados de los modelos VAR

Tal como se señaló previamente en este trabajo, los modelos VAR se usan sólo como instrumentos de pronóstico e incluyen variables que podrían contener información sobre inflación y

por ello mismo podrían contribuir a hacer su pronóstico. Cada uno a su vez se fueron resolviendo, los modelos VAR que incluyen una diferente cantidad de variables y diferentes definiciones de las mismas. Usando álgebra matricial, el sistema puede escribirse en la forma compacta.

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$$

Todas las variables incluidas en los modelos VAR deben ser estacionarias. De esa forma, antes de ser incluidas en los modelos, las variables fueron probadas con respecto a la estacionalidad. La prueba Dickey-Fuller fue utilizada para verificar raíces unitarias y se encontró que todas las variables estaban integradas en el orden uno, $I(1)$. Lo anterior significa que son estacionarias después de una sola operación de diferenciación.

Todos los posibles modelos VAR se estimaron considerando un número diferente de variables a través de alguna de sus definiciones diferentes. En esta primera etapa se obtuvo un total de 114 modelos y sus correspondientes pronósticos. Para determinar el valor de K , que representa el número de rezagos de las variables, se adoptó el criterio Schwarz. Se escogió con base en sus propiedades asintóticas con muestras grandes.

De acuerdo con el criterio RMSE, ni siquiera alguno de los modelos VAR estimados logró hacer pronósticos mejores que los modelos ARIMA. Al principio se pensó que el componente del promedio móvil del modelo ARIMA podría representar una ventaja para este tipo de modelos, en este caso en particular, para hacer pronósticos de inflación. Sin embargo, después de hacer un análisis más detallado se encontró que la mayoría de los modelos VAR se especificaban con dos y cuatro rezagos, en tanto que la función de autocorrelación de inflación mostró tener una estructura más larga (como se señaló en la parte número III de este trabajo). Como se mostrará más adelante, el modelo ARIMA de la serie tiene coeficientes significativos en los rezagos 12° y 24° en la parte autorregresiva. Como resultado se adoptó otro enfoque para seleccionar la longitud del rezago.

Los criterios Schwarz y Akaike han recibido críticas por penalizar la cantidad de coeficientes en el modelo, Wickens (2002). Por lo anterior, se recomienda empezar con un modelo general, y entonces encontrar la longitud máxima de rezago a base de probar la significancia de los coeficientes utilizando pruebas t estándar.

El resultado que se obtiene usualmente es un modelo con muchos rezagos, a la vez que se ha demostrado que para la mayoría de los propósitos es mejor contar con un modelo que

tenga la menor cantidad posible de rezagos. Lo anterior se puede lograr a base de tener un criterio de significancia muy estricto. Después de que se definió este nuevo enfoque, los modelos se estimaron nuevamente utilizando veinte y dieciocho rezagos para empezar las regresiones. En esta ocasión, algunos de los modelos VAR mostraron ser mejores pronosticadores que los modelos ARIMA, según el criterio RMSE. Los modelos con mejores resultados fueron escogidos y se muestran en el cuadro 4.

CUADRO 4. RESULTADOS DE LOS MEJORES MODELOS VAR PARA PRO-NOSTICAR, 1993-2000

<i>Modelos de 18 rezagos:</i>	<i>Variables:</i>	<i>RMSE:^a</i>
(1)	Inflación, MIEA, ^b IOILP ^c	0.02290978
(2)	Inflación, MIEA, LTDIR ^d	0.03550484
(3)	Inflación, MIEA, ER ^e	0.03750642
<i>Modelos de 12 rezagos:</i>		
(1)	Inflación, MIEA, ER, EMI, ^f LTDIR, IOILP	0.03137564
(2)	Inflación, MIEA, ER, BASE, ^g IOILP	0.03248904
(3)	Inflación, MIEA, EMI, LTDIR	0.05481890

^a Raíz del error cuadrático medio. ^b Siglas en inglés del índice de actividad económica mensual. ^c Siglas en inglés de los precios internacionales del petróleo. ^d Siglas en inglés de la tasa de interés de depósitos a largo plazo. ^e Siglas en inglés del tipo de cambio. ^f Siglas en inglés de EMISION (emisión de dinero) = dinero en circulación sin considerar los depósitos de dinero en bancos más efectivo en las bóvedas de los bancos. ^g Base monetaria.

Conforme a estos resultados, el Banco de Guatemala debería monitorear el índice de actividad económica mensual (MIEA) y los precios internacionales del petróleo (IOILP). Sin embargo, debe notarse que el banco central no ejerce influencia alguna en estas variables, ante lo cual resulta que ellas no contribuyen con información relevante para fines de política. El segundo modelo en la clasificación incluye MIEA, tipo de cambio (ER), emisión (EMI), tasa de interés de depósitos de largo plazo (LTDIR) e IOILP. Esta información es más útil para la política monetaria porque el Banco de Guatemala puede ejercer influencia sobre algunas de estas variables, como por ejemplo, ER, EMI y LTDIR.

2. Modelo ARIMA

Los modelos ARIMA se elaboraron siguiendo la metodología de Box y Jenkins. Conforme a los resultados, el modelo que mejor se ajusta a la serie de inflación se muestra en el cuadro 5.

CUADRO 5. VARIABLE DEPENDIENTE, DLRITP, POR EL MÉTODO DE MÍNIMOS CUADRADOS, 1995-2000

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
C	-0.011024	0.002677	-4.118698	0.0001
AR(12)	-0.787864	0.113930	-6.915330	0.0000
AR(24)	-0.424795	0.128205	-3.313414	0.0015
MA(1)	0.371872	0.093367	3.982920	0.0002
MA(4)	-0.351205	0.090873	-3.864786	0.0003
MA(5)	-0.565482	0.074379	-7.602682	0.0000
R^2	0.570046	Variable dep. media		-0.008547
R^2 ajustada	0.536973	Var. dep. de desv. est.		0.135128
Error est. de regresión	0.091949	Criterio info Akaike		-1.854440
Suma cuadrática residual	0.549552	Criterio Schwarz		-1.663228
Probabilidad log	71.83264	Est. F		17.23583
Est. Durbin-Watson	2.143281	Prob (est. F)		0.000000

NOTAS: muestra (ajustada): 1995:02 2000:12; observaciones incluidas: 71 después de ajustar los puntos finales; convergencia alcanzada después de 12 iteraciones; cobertura del pronóstico: 1994:09 1995:01.

Las regresiones estacionales y los rezagos largos reflejan la complejidad de las series. El correlograma de los residuos también se muestra en el cuadro 6.

Los 12 meses del año 2000 se pronosticaron con este modelo y la RMSE que se obtuvo fue 0.09039. Este valor es mayor que los resultados obtenidos a través de los mejores modelos VAR, lo que significa que el modelo ARIMA no puede predecir la inflación mejor de lo que lo hace el mejor modelo VAR.

En la parte que se presenta a continuación las habilidades pronosticadoras de estos modelos se usarán para modelar el cambio estructural.

V. ANÁLISIS DE INTERVENCIÓN

Tal como se explicó anteriormente, el índice de precios al consumidor (CPI) se cambió de base, pasando de marzo-abril de 1983 a diciembre de 2000, acción que puede significar un cambio estructural en la serie de inflación. A fin de descubrir si lo hubo se llevó a cabo la prueba de Box y Tiao para cambio estructural. La hipótesis nula sobre la no existencia de cambio estructural fue rechazada. En otras palabras, los resultados obtenidos mostraron la existencia de un cambio estructural de enero de 2001 en adelante.

CUADRO 6. PROBABILIDADES, DEL ESTADÍSTICO Q, AJUSTADAS POR 5 TÉRMINO(S) ARIMA, 1995-2000

<i>Autocorrelación</i>	<i>Correlación parcial</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Estadístico Q</i>	<i>Prob</i>
. * .	. * .	1	-0.087	-0.087	0.5612	
. * .	. * .	2	-0.097	-0.105	1.2629	
** .	** .	3	-0.204	-0.226	4.4286	
. * .	. .	4	0.082	0.028	4.9524	
. * .	. * .	5	0.161	0.135	6.9804	
. .	. .	6	0.010	0.011	6.9880	0.008
. * .	. .	7	-0.071	-0.016	7.3918	0.025
. .	. * .	8	0.036	0.093	7.4966	0.058
. .	. .	9	0.055	0.053	7.7513	0.101
. .	. .	10	0.037	0.020	7.8652	0.164
. * .	. * .	11	0.068	0.120	8.2634	0.219
. * .	. * .	12	-0.173	-0.137	10.887	0.144
. .	. * .	13	-0.042	-0.085	11.041	0.199
. .	. .	14	-0.001	-0.030	11.041	0.273
. .	. .	15	0.047	-0.051	11.249	0.338
. * .	. .	16	0.073	0.040	11.748	0.383
. .	. .	17	-0.042	0.017	11.914	0.453
. .	. .	18	-0.003	0.034	11.915	0.535
. .	. .	19	0.017	0.033	11.945	0.611
. .	. .	20	-0.055	-0.050	12.247	0.660
. .	. .	21	0.028	0.031	12.330	0.721
. * .	. * .	22	-0.095	-0.098	13.292	0.716
. .	. .	23	-0.015	-0.040	13.317	0.772
. * .	. * .	24	-0.089	-0.149	14.200	0.772
. .	. * .	25	0.003	-0.088	14.201	0.820
. .	. * .	26	-0.050	-0.114	14.489	0.848
. .	. .	27	0.028	-0.034	14.581	0.880
. * .	. * .	28	-0.092	-0.070	15.590	0.872
. .	. * .	29	-0.044	-0.060	15.834	0.894
. .	. .	30	0.024	0.054	15.905	0.918
. * .	. * .	31	-0.113	-0.119	17.572	0.891
. * .	. .	32	0.066	0.043	18.156	0.899

NOTAS: muestra: 1995:02 2000:12; observaciones incluidas: 71.

Ahora, el problema consiste en cómo definir la forma de la variable de intervención. De hecho, hay dos vías diferentes de concebir el cambio estructural; se puede enfocar como un cambio permanente o como un cambio temporal. Un cambio permanente significaría que toda vez que el nuevo CPI tiene más artículos y una muestra y unas predicciones más actualizadas, siempre va a mostrar tasas de inflación mayores. Por otra parte, un cambio temporal quiere decir que durante el año 2001 la información del cambio de un año en el CPI está distorsionada

por ser el cambio entre dos diferentes canastas de productos y servicios. Sin embargo, en el año 2002 ese efecto desaparecería porque el cambio corresponde a la misma canasta.

A fin de modelar el escenario de cambio permanente, la variable de intervención tiene la forma siguiente: ceros para el período previo a la intervención (enero de 1993 a diciembre de 2000) y unos después de la intervención (enero de 2001 a abril de 2002).

En el caso del escenario de cambio temporal, el modelo de intervención está compuesto de ceros antes y después de la intervención (enero de 1993 a diciembre de 2000 y enero de 2002, a la fecha). Para la intervención misma, se utilizan los unos (enero a diciembre de 2001).

1. Modelo ARIMA con intervención

a) Cambio permanente

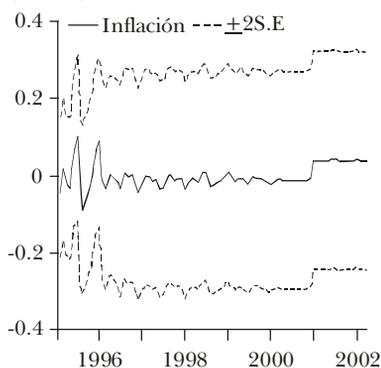
Este es el mismo modelo elaborado para el período 1993-2000, pero ahora incluye una variable de intervención para dar cuenta del cambio estructural (dum 1). En esta ocasión, la muestra se ha ampliado para incluir abril de 2002. El modelo estimado y la serie pronosticada se presentan en los cuadros 7 y 8. Es importante destacar que la variable de intervención es estadísticamente significativa.

CUADRO 7. VARIABLE DEPENDIENTE, DLRITP, POR EL MÉTODO DE MÍNIMOS CUADRADOS, 1995-2002

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
C	-0.010879	0.002222	-4.895685	0.0000
DUM1	0.051023	0.014816	3.443860	0.0009
AR(12)	-0.751912	0.100354	-7.492573	0.0000
AR(24)	-0.325762	0.102665	-3.173047	0.0021
MA(1)	0.329322	0.086927	3.788475	0.0003
MA(4)	-0.406278	0.082110	-4.947979	0.0000
MA(5)	-0.565953	0.069440	-8.150200	0.0000
R^2	0.577130	Variable dep. media	-8.67E-05	
R^2 ajustada	0.545415	Var. dep. de desv. est.	0.130133	
Error est. de regresión	0.087740	Criterio info Akaike	-1.951851	
Suma cuadrática residual	0.615858	Criterio Schwarz	-1.753445	
Probabilidad log	91.90552	Est. F	18.19726	
Est. Durbin-Watson	2.080945	Prob (est. F)	0.000000	

NOTAS: muestra (ajustada): 1995:02 2002:04; observaciones incluidas: 87 después de ajustar los puntos finales; convergencia alcanzada después de 16 iteraciones; cobertura del pronóstico: 1994:09 1995:01.

GRÁFICA II



Pronóstico: DLRITPF
 Actual: DLRITP
 Muestra: 1995:02-2002:04
 Observaciones incluidas: 87

Error cuadrático medio de la raíz 0.128085
 Error absoluto medio 0.099753
 Error porcentual abs. medio 144.7339
 Coeficiente de desigualdad Theil 0.793420
 Proporción sesgo 0.0000
 Proporción varian za 0.577467
 Proporción covarian za 0.422533

Es asimismo importante verificar la función de autorregresión de los residuos. Esta información puede ayudar a encontrar si el modelo de cambio permanente es o no un mejor modelo que el de cambio temporal. Los residuos del modelo sin intervención son mejores que los del modelo de cambio permanente y los del modelo de cambio temporal. No obstante, es importante tener en mente que los residuos de estos dos modelos corresponden a un período de tiempo que se caracteriza por tener más dificultades que deben enfrentarse al hacer el pronóstico.

CUADRO 8. PROBABILIDADES, DEL ESTADÍSTICO Q, AJUSTADAS POR 5 TÉRMINO(S) ARIMA

Autocorrelación	Correlación parcial		AC	PAC	Estadístico Q	Prob
. .	. .	1	-0.053	-0.053	0.2546	
.* .	.* .	2	-0.097	-0.100	1.1044	
** .	** .	3	-0.203	-0.216	4.8915	
. *.	. .	4	0.095	0.060	5.7276	
. *.	. *.	5	0.181	0.158	8.8118	
. .	. .	6	-0.002	-0.006	8.8121	0.003
. .	. .	7	-0.026	0.037	8.8793	0.012
. *.	. *.	8	0.080	0.155	9.5137	0.023
. .	. .	9	-0.024	-0.040	9.5727	0.048
. .	. .	10	0.018	0.004	9.6068	0.087
. .	. *.	11	0.064	0.119	10.020	0.124
.* .	** .	12	-0.146	-0.192	12.227	0.093
. .	.* .	13	-0.021	-0.073	12.275	0.139
. .	. .	14	-0.021	0.004	12.322	0.196
. .	. .	15	0.063	-0.047	12.747	0.238
. .	. .	16	0.035	0.000	12.881	0.301
.* .	. .	17	-0.063	0.027	13.325	0.346
. .	. .	18	-0.018	-0.003	13.360	0.420

(sigue)

CUADRO 8 (concluye)

<i>Autocorrelación</i>	<i>Correlación parcial</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Estadístico Q</i>	<i>Prob</i>
. .	. .	19	0.016	0.010	13.389	0.496
. .	. .	20	-0.048	-0.016	13.660	0.551
. .	. .	21	0.055	0.048	14.012	0.598
* .	* .	22	-0.081	-0.084	14.786	0.611
. .	. .	23	-0.029	-0.039	14.890	0.670
* .	* .	24	-0.135	-0.176	17.133	0.581
. .	. .	25	0.022	-0.041	17.194	0.640
. .	* .	26	-0.031	-0.102	17.317	0.692
. .	* .	27	-0.049	-0.111	17.629	0.728
* .	* .	28	-0.135	-0.115	20.023	0.641
. .	* .	29	-0.051	-0.087	20.374	0.675
. *	. *	30	0.084	0.066	21.336	0.674
* .	* .	31	-0.133	-0.163	23.792	0.588
. .	. .	32	-0.018	0.008	23.836	0.639

NOTA: observaciones incluidas: 87.

b) Cambio temporal

Esta vez la variable de intervención (dum 2) incluida en el modelo ARIMA original da cuenta del cambio temporal tal como se muestra en el cuadro 9.

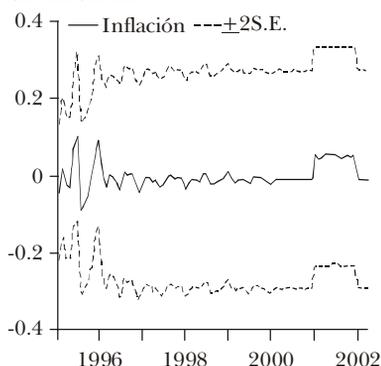
CUADRO 9. VARIABLE DEPENDIENTE, DLRITP, POR EL MÉTODO DE MÍNIMOS CUADRADOS, 1995-2002

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
C	-0.011150	0.002215	-5.033616	0.0000
DUM2	0.062372	0.017573	3.549386	0.0006
AR(12)	-0.754012	0.100085	-7.533680	0.0000
AR(24)	-0.314817	0.102193	-3.080598	0.0028
MA(1)	0.328679	0.086282	3.809338	0.0003
MA(4)	-0.407721	0.081117	-5.026336	0.0000
MA(5)	-0.571949	0.068465	-8.353912	0.0000
R^2	0.579246	Variable dep. media	-8.67E-05	
R^2 ajustada	0.547690	Var. dep. de dev. est.	0.130133	
Error est. de regresión	0.087520	Criterio info Akaike	-1.956868	
Suma cuadrática residual	0.612776	Criterio Schwarz	-1.758461	
Probabilidad log	92.12374	Est. F	18.35584	
Est. Durbin-Watson	2.092016	Prob (est. F)	0.000000	

NOTAS: 05/30/02 tiempo: 20:41; muestra (ajustada): 1995:02 2002:04; observaciones incluidas: 87 después de ajustar puntos finales; convergencia alcanzada después de 16 iteraciones; cobertura de pronóstico: 1994:09 1995:01.

La variable de intervención es significativa, tal como está en el modelo de cambio permanente.

GRÁFICA III



Pronóstico: DLRITPF
 Actual: DLRITP
 Muestra: 1995:02-2002:04
 Observaciones incluidas: 87

Error cuadrático medio de la raíz 0.128047
 Error absoluto medio 0.099608
 Error porcentual abs. medio 142.7025
 Coeficiente de desigualdad Theil 0.787223
 Proporción sesgo 0.0000
 Proporción varianza 0.563644
 Proporción covarianza 0.436273

Tal como puede verse en la gráfica, de pronóstico, la RMSE para el período completo no es realmente diferente al del modelo previo.

CUADRO 10. PROBABILIDADES, DEL ESTADÍSTICO Q, AJUSTADAS POR 5 TÉRMINO(S) ARIMA, 1995-2002

<i>Autocorrelación</i>	<i>Correlación parcial</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Estadístico Q</i>	<i>Prob</i>
. .	. .	1	-0.056	-0.056	0.2850	
. * .	. * .	2	-0.108	-0.112	1.3511	
** .	** .	3	-0.209	-0.226	5.3916	
. *	. .	4	0.090	0.048	6.1403	
. *	. *	5	0.181	0.152	9.2298	
. .	. .	6	-0.003	-0.008	9.2305	0.002
. .	. .	7	-0.028	0.037	9.3061	0.010
. *	. *	8	0.088	0.166	10.065	0.018
. .	. .	9	-0.023	-0.032	10.117	0.039
. .	. .	10	0.019	0.011	10.152	0.071
. *	. *	11	0.066	0.130	10.592	0.102
. * .	** .	12	-0.147	-0.189	12.812	0.077
. .	. * .	13	-0.016	-0.070	12.838	0.118
. .	. .	14	-0.012	0.013	12.853	0.169
. *	. .	15	0.070	-0.043	13.379	0.203
. .	. .	16	0.039	0.001	13.547	0.259
. * .	. .	17	-0.078	0.013	14.226	0.286
. .	. .	18	-0.029	-0.019	14.319	0.352
. .	. .	19	0.014	-0.003	14.342	0.425
. * .	. .	20	-0.058	-0.039	14.724	0.471
. .	. .	21	0.056	0.040	15.095	0.518
. * .	. * .	22	-0.081	-0.086	15.886	0.532
. .	. .	23	-0.024	-0.035	15.956	0.596
. * .	. * .	24	-0.138	-0.177	18.299	0.503
. .	. .	25	0.039	-0.007	18.493	0.555
. .	. * .	26	-0.038	-0.103	18.677	0.606

(sigue)

CUADRO 10 (concluye)

<i>Autocorrelación</i>	<i>Correlación parcial</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Estadístico Q</i>	<i>Prob</i>
. .	. * .	27	-0.046	-0.105	18.947	0.649
. * .	. * .	28	-0.125	-0.086	21.013	0.580
. .	. * .	29	-0.038	-0.082	21.202	0.627
. *	. *	30	0.103	0.075	22.633	0.599
. * .	. * .	31	-0.122	-0.140	24.705	0.536
. .	. .	32	-0.005	0.028	24.708	0.591

NOTAS: fecha: 05/30/02; tiempo: 21:33; muestra: 1995:02 2002:04; observaciones incluidas: 87.

Checar los residuos del modelo tampoco ayuda a encontrar una diferencia significativa entre ambos modelos.

2. Modelos VAR con intervención

Se utilizan los modelos VAR de pronóstico de la inflación en el año 2000 para modelar el cambio estructural de enero de 2001: Para hacerlo se introduce en los modelos una variable de intervención. Las variables de intervención son las mismas que se emplean en el modelo ARIMA. De forma alternativa, una de ellas da cuenta del cambio permanente y la otra del correspondiente al cambio temporal.

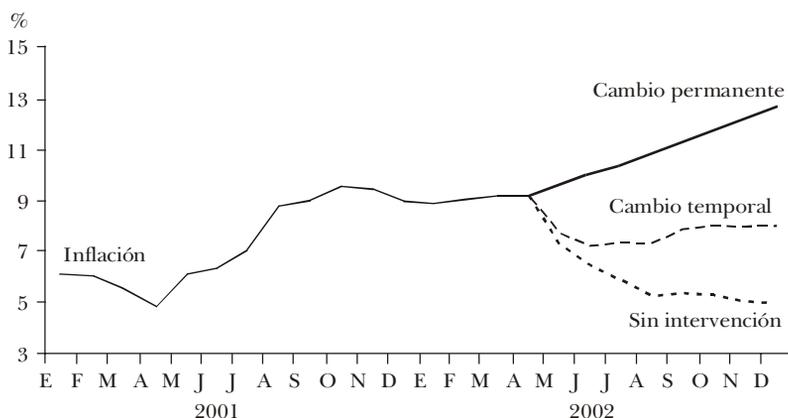
VI. PRONÓSTICOS PARA EL AÑO 2002

El principal interés de los funcionarios que toman decisiones en el Banco de Guatemala no radica en el comportamiento histórico de la serie de inflación sino en los pronósticos del año 2002. En esta etapa, ya es posible dar seguimiento, para fines de pronóstico, a los diferentes modelos desarrollados en este trabajo. A esta fecha, el último dato de CPI publicado es abril 2002. Por eso mismo, la inflación está pronosticada desde mayo hasta diciembre de 2002.

1. Pronósticos hechos con modelos ARIMA

Los modelos ARIMA especificados con intervención, tanto temporales como permanentes, y también los que no cuentan con intervención, se corrieron con datos hasta abril de 2002. Se elaboró un pronóstico para el resto del año, y estos resultados pronosticados se muestran en la gráfica IV.

Los resultados obtenidos son interesantes, y cada uno de ellos

GRÁFICA IV. PRONÓSTICOS DE INFLACIÓN: MODELOS ARIMA 2001-2002

refleja la forma en que se construyó el modelo. El modelo del cambio permanente produce una fuerte tendencia en el pronóstico. El modelo del cambio temporal pronostica una fuerte caída en mayo y junio debido, según el modelaje, a que el efecto de cambio de base en el CPI debía haber terminado en enero (y debería haber registrado menores tasas de inflación desde ese mes en adelante)

Los pronósticos del modelo sin intervención son consistentes con las tasas de inflación registradas entre 1998 y 2000 (que es el período anterior al cambio en el CPI). Sin embargo, no es consistente con la historia reciente de la serie (el año anterior y los primeros cuatro meses de 2002). Este pronóstico es el menos probable.

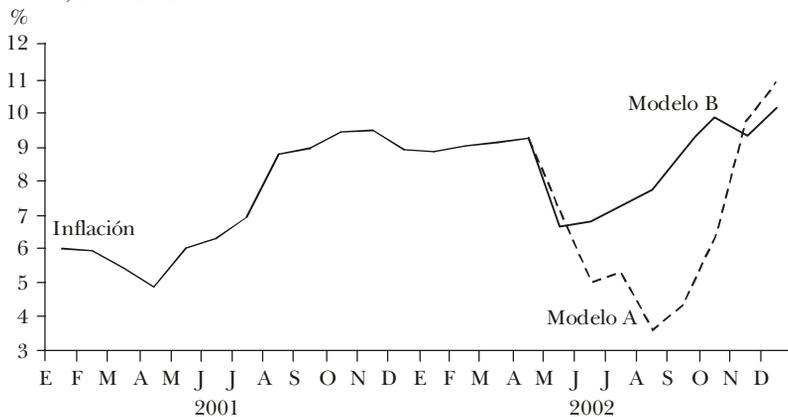
2. Pronósticos con modelos VAR

Los modelos VAR con intervención que arrojaron los mejores resultados fueron escogidos para pronosticar el año 2000. Los “mejores modelos” se escogieron arbitrariamente de acuerdo a lo que parecían constituir los resultados más plausibles. Debido a la falta de alguna información, los modelos VAR se estimaron utilizando datos que llegaban a febrero de 2002. De ahí que, la serie pronosticada va de marzo a diciembre de 2002. Los resultados logrados se presentan en las gráficas V y VI.

Dónde el modelo A incluye MIEA, tipo de cambio, base monetaria, precios internacionales del petróleo y una variable de intervención del cambio temporal. El modelo B incluye MIEA, precios internacionales del petróleo y una variable de intervención del cambio permanente.

El modelo A incluye MIEA y tipo de cambio. El modelo B incluye (MIEA, EMISIÓN y la tasa de interés de los depósitos (largo plazo). El modelo C incluye MIEA y tasa de interés de los depósitos (largo plazo).

GRÁFICA V. PRONÓSTICOS DE INFLACIÓN: MODELOS VAR CON INTERVENCIÓN, 2001-2002

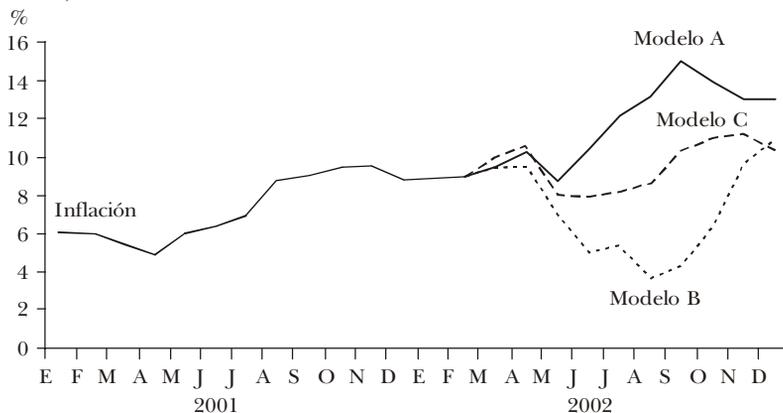


De acuerdo con el desarrollo histórico de la serie, los resultados del modelo C podrían ser los más plausibles.

El objetivo de inflación de este año se ubica entre cuatro y seis por ciento; conforme a estos resultados, el Banco de Guatemala no podrá alcanzar su objetivo.

VII. CONCLUSIONES

- Existe un cambio estructural en la serie de inflación en enero de 2001, fecha en que se adoptó un nuevo CPI conteniendo más artículos, ponderaciones actualizadas y una nueva base.
- De acuerdo a la evidencia estadística, los modelos VAR pueden producir mejores pronósticos de inflación en el período anterior a la ocurrencia del cambio estructural.
- Con base en la inhabilidad de los modelos para pronosticar la inflación, el Banco de Guatemala debería monitorear las siguientes variables: el indicador de la actividad económica mensual, el tipo de cambio, la emisión, la tasa de interés de depósitos a largo plazo y los precios internacionales del petróleo. Para fines de política existen algunas variables en el modelo que pue-

GRÁFICA VI. PRONÓSTICOS DE INFLACIÓN: MODELOS VAR CON INTERVENCIÓN, 2001-2002

den ser influidas por el banco central. El modelo resultante sería el mejor. No obstante, sólo para fines de pronóstico, un modelo que incluya solamente el indicador de actividad económica mensual y los precios del petróleo resulta el mejor pronosticador. A pesar de lo anterior, la desventaja del modelo sería que el banco central no puede hacer nada para ejercer su influencia sobre estas variables.

- Los modelos ARIMA parecen producir mejores resultados para el período del cambio estructural. Los pronósticos se comportan de acuerdo a lo que se modeló. Estos pronósticos tienen una varianza menor y parecen más razonables plausibles que las generadas con modelos VAR.
- La longitud del rezago de los regresores en los modelos VAR no necesariamente debe determinarse mediante pruebas de Schwarz o de Akaike. Utilizar la prueba de significancia de la estadística t para cada regresor mostró dar mejores resultados.
- Conforme a las habilidades de pronóstico que tienen los modelos VAR especificados para el período anterior al cambio estructural, estos modelos también podrían emplearse con análisis de intervención. Es necesario encontrar mejores vías para modelar las variables de intervención de forma tal que los modelos VAR puedan producir mejores resultados.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Enders, Walter, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, Inc., Nueva York, 1995.
- Guerrero, Víctor M., *Análisis estadístico de series de tiempo económicas*, Universidad Autónoma Metropolitana, México, 1991.
- Hamilton, James D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, N. J., 1994.
- Lütkepohl, Helmut, *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, segunda edición, Springer-Verlag, Berlin, 1993.
- Wickens, Michael R., Notas y lecturas del curso: "VAR Analysis in Macroeconomics", FMI, Washington, D. C., 2002 (Institute Economics Training Program).

Jesús R. González García

La dinámica del consumo privado en México: un análisis de cointegración con cambios de régimen

I. INTRODUCCIÓN

Una de las consecuencias más importantes del programa de estabilización y reforma económica introducido en México en diciembre de 1987 y que se abandonó en diciembre de 1994 fue la disminución del ahorro interno y el crecimiento del ahorro externo como proporción del producto interno bruto (PIB).¹ El ahorro interno como proporción del PIB se redujo de 21.3% en 1988 a 14.7% en 1994, mientras que el ahorro externo creció de 1.3% en 1988 a 7.1% en 1994. Posteriormente, después de la detonación de la crisis financiera a finales de 1994 y de un breve período de recuperación, el ahorro interno ha regresado a niveles similares a los observados antes de 1988. En este documento se estudia el cambio en el consumo privado que dio lugar a dicha reducción del ahorro interno. Para ello, se aplican

¹ Véase Buira (1994) y Banco de México (1995).

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de J. R. González García, investigador de la Dirección de Estudios Económicos, del Banco de México, que fue presentado en la VII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, con auspicio del Banco de Guatemala, celebrada en la ciudad de Guatemala, del 20 al 22 de noviembre de 2002. El autor agradece la asistencia de investigación de Francisco Rivadeneyra.

métodos estadísticos que permiten identificar y evaluar la modificación ocurrida en la relación de largo plazo entre el consumo privado y el ingreso. Específicamente, los modelos utilizados permiten evaluar cambios a través del tiempo en los parámetros de su relación de cointegración.

El resultado principal consiste en demostrar que la introducción del programa de estabilización y reforma económica produjo una alteración temporal del comportamiento de los agentes respecto a su consumo y, por tanto, en la relación de largo plazo entre el consumo y el ingreso. Antes de la introducción de dicho programa, la relación de largo plazo estuvo caracterizada por una elasticidad ingreso unitaria, un resultado frecuente en la literatura empírica y que tiene un sólido fundamento teórico. Sin embargo, después de 1988 se produjo una modificación considerable en el vector de cointegración. Durante el período de auge, el consumo per cápita creció 28% más rápido que el ingreso per cápita. Más tarde, cuando se abandonó el programa de estabilización en diciembre de 1994, se restableció la elasticidad unitaria del consumo. Este trabajo también contribuye a enriquecer la discusión sobre la dinámica que ha tenido el consumo privado en años recientes. A este respecto, los resultados obtenidos señalan que en los últimos años la economía mexicana no ha entrado en un auge de consumo como lo hizo en el período 1989-94.

El resto del documento está organizado como sigue. En la sección II se revisa brevemente la proposición de una relación de cointegración entre consumo e ingreso desde el punto de vista teórico, al igual que los principales resultados al respecto en la literatura empírica. En esta sección también se argumenta cómo puede explicarse un cambio temporal en la relación de largo plazo entre el consumo y el ingreso desde diferentes perspectivas teóricas. La segunda parte de la sección II se dedica al análisis de cointegración. Después de revisar las características de las series utilizadas, se analiza la estabilidad de la relación de cointegración entre el consumo y el ingreso per cápita a través del tiempo. Asimismo, se estiman relaciones de cointegración que hacen posibles modificaciones en los parámetros a lo largo de los años y se prueba la hipótesis de cointegración con cambios de régimen. En la sección III se presentan las conclusiones.

II. COINTEGRACIÓN ENTRE CONSUMO E INGRESO Y CAMBIOS DE RÉGIMEN

La proposición de una relación de cointegración entre el con-

sumo y el ingreso se desprende de la hipótesis del ingreso permanente. De acuerdo con esta hipótesis, el agente representativo maximiza una función de utilidad cóncava que depende del nivel de consumo y descuenta la utilidad futura con una tasa de preferencia intertemporal $\delta > 0$, como en la ecuación (1). La acumulación de activos está determinada por la restricción presupuestaria de cada período expresada en la ecuación (3), donde r es la tasa de interés real, la cual se supone constante, A_{k+1} es el saldo de los activos al final del período k , $Y_k^d (=rA_k + Y_k)$ representa el ingreso disponible e Y_k el ingreso por trabajo, ambos en el período k .

$$(1) \quad U_t = \sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^{k-t} U_k(C_k)$$

$$(2) \quad C_k \geq 0; U_c > 0; U_{cc} < 0; \lim_{c \rightarrow 0} U_c = \infty; \lim_{c \rightarrow \infty} U_c = 0$$

$$(3) \quad A_{k+1} = Y_k^d + A_k - C_k = (1+r)A_k + Y_k - C_k$$

A partir de la restricción presupuestaria de cada período se obtiene la restricción presupuestaria intertemporal, ecuación (4), en la cual la condición de no juegos Ponzi de la expresión se impone igualada a cero, dado que la función de utilidad es cóncava.

$$(4) \quad \sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} C_k = (1+r)A_t + \sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} Y_k$$

$$(5) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} A_k \geq 0$$

Suponiendo que la tasa de preferencia temporal es igual a la tasa de interés real, el nivel del consumo resulta constante en cada período. Sustituyendo este resultado en la ecuación (5) se obtiene que el consumo, C_t , es una proporción constante de la riqueza total descontada del individuo, tal como se ilustra en la ecuación (6). Finalmente, restando el ingreso disponible de ambos lados de ésta última ecuación y reordenando los términos, se obtiene la ecuación (8).

$$(6) \quad C_t = \left(\frac{r}{1+r} \right) \left[(1+r)A_t + \sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} Y_k \right]$$

$$(7) \quad C_t - Y_t^d = -Y_t - rA_t + \left(\frac{r}{1+r} \right) \left[(1+r)A_t + \sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} Y_k \right]$$

$$(8) \quad C_t - Y_t^d = \left(\frac{r}{1+r} \right) \sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} \sum_{j=t+1}^k \Delta Y_j$$

El ingreso por trabajo, Y_k , se supone una caminata al azar y su primera diferencia, $Y_j - Y_{j-1} = \Delta Y_j = \varepsilon_j$, una serie estacionaria (con media y varianza constantes a través del tiempo). En consecuencia, los factores en el lado derecho de la ecuación son los siguientes: una constante, una suma de términos que converge a $1/r$ y sumas de términos estacionarios. Es decir, la diferencia entre las series de consumo e ingreso es una serie estacionaria. Por tanto, las series de consumo e ingreso están cointegradas,² siendo el vector de cointegración $(1 \ -1)'$.

La existencia de una relación de cointegración entre el consumo y el ingreso ha sido probada extensivamente en la literatura, así como la existencia del vector de cointegración con elasticidad ingreso unitaria [véanse, por ejemplo, los trabajos de King *et al.* (1991), luego revisado por Han y Ogaki (1997), y Villagómez (1994)]. Aun más, el vector de cointegración con elasticidad unitaria se supone comúnmente, como en cualquier modelo de corrección de error que contenga el cociente de consumo a ingreso rezagado [véanse los trabajos de Davidson *et al.* (1978) y algunos de los trabajos revisados por Church *et al.* (1995)]. De hecho, son los casos de ausencia de cointegración entre consumo e ingreso los que llaman la atención en la literatura, como en Hall *et al.* (1997a), Cooley y Ogaki (1996), Fuchun (1995) y Engle *et al.* (1993).

La inestabilidad de la relación de largo plazo debido a cam-

² Nótese que el resultado de un nivel de consumo constante $C_t = C_{t-1}$ en la versión determinística del modelo resulta compatible con el hecho de que la serie de consumo sea integrada de orden uno cuando se introduce un error aleatorio para obtener la representación estocástica de la serie. La serie del ingreso disponible es integrada de orden uno sin importar el orden de integración del saldo de los activos. Debe hacerse notar que pueden obtenerse otros vectores de cointegración dependiendo de la forma específica de la función de utilidad y de diferentes supuestos sobre la tasa de preferencia temporal, la tasa de interés y el flujo de ingresos por trabajo a lo largo de la vida del individuo [véase a este respecto el trabajo de Graham y Himarios (1996)]. En este trabajo, no se elabora sobre estas cuestiones dado que el vector de cointegración que se encuentra comúnmente en la literatura es el ilustrado en el texto.

bios estructurales es considerada la principal causa de que no se encuentre una relación de cointegración cuando la teoría señala su existencia. Aunque el estudio de estos casos ha recibido considerable atención en la literatura reciente, aún no existe un marco teórico para la distribución de los parámetros involucrados que haga confiable la inferencia estadística. Por tanto, tampoco existe un enfoque generalmente aceptado para tratar el problema de vectores de cointegración que son inestables a través del tiempo. En su lugar, se dispone de una serie de trabajos aislados que proponen el estudio de diferentes modalidades de cambio en una relación de cointegración a través del tiempo. Por ejemplo, Granger y Siklos (1997) sugieren que una relación de cointegración puede existir en ciertos períodos pero no en otros; Hall *et al.* (1997a) proponen cambios de los coeficientes del vector de cointegración a través del tiempo; Krolzig (1997) ha estudiado el caso de cambios en las constantes de un modelo de corrección de errores multivariado, Hall *et al.* (1997b) postulan un modelo en el que el coeficiente del término de corrección de error varía a través del tiempo; y Hansen y Johansen (1993) presentan el caso de cambios en el número de vectores de cointegración a través del tiempo.

Las variaciones en la dinámica de las series económicas y sus interrelaciones pueden deberse a perturbaciones de gran magnitud o a cambios institucionales. Este último caso es el que se examina en este documento, ya que interesa analizar si la introducción del programa de estabilización y reforma económica a finales de 1987 provocó una alteración en la relación de largo plazo entre el consumo y el ingreso.

En términos teóricos, la proposición de que la relación de cointegración entre el consumo y el ingreso puede estar sujeta a cambios debido a la introducción de un programa de estabilización y reforma económica es apoyada por varios modelos e hipótesis. Esta es la conclusión a la que llegaron Rebelo y Vegh (1995), quienes hicieron una comparación del poder explicativo de diferentes hipótesis teóricas cuyo objetivo común es el de explicar los hechos estilizados observados en países que han aplicado planes de estabilización que utilizan al tipo cambio nominal como ancla del nivel de precios. Dichos autores concluyeron que un auge del consumo y otras regularidades empíricas, pueden obtenerse bajo diferentes (y a veces hasta contrapuestas) hipótesis teóricas. Por ejemplo, en un modelo en el que los agentes forman sus expectativas hacia adelante y la demanda de dinero se genera por la restricción de liquidez, puede ocurrir un auge del consumo si el programa de estabili-

zación no es perfectamente creíble, ya que los agentes transfieren consumo futuro hacia el presente [este es el caso planteado por Calvo y Vegh (1993)]. Sin embargo, en un modelo en el que los agentes tienen expectativas adaptativas, la inflación se ajusta lentamente y en el que, además, se tomen en cuenta los efectos positivos del lado de la oferta que resultan de la reducción permanente de la inflación (o que al menos sea percibida como tal, es decir, que resulte creíble), también puede explicar un auge del consumo [este el caso planteado por Rodríguez (1982), Dornbusch (1982) y Roldos (1995)].

Pill (1995) llegó a la misma conclusión en su estudio sobre el anclaje de la libra esterlina al marco alemán en el período 1986-1992 y sobre las reformas económicas introducidas por la administración Thatcher. Dicho autor concluyó que las dos hipótesis teóricas propuestas en la literatura son igualmente útiles para explicar los hechos estilizados observados en el Reino Unido en ese período, incluyendo el auge del consumo. Una de esas hipótesis, postulada por Muellbauer y Murphy (1990a,b), sugiere que la desregulación y liberalización del sistema financiero y la deficiente regulación del mercado inmobiliario se combinaron para hacer entrar a la economía en una espiral insostenible de expansión del crédito, incrementos en los precios de los activos, riqueza, consumo y demanda agregada. Por otra parte, la segunda hipótesis estudiada por Pill, asociada con King (1994, 1990), argumenta que la expansión del consumo financiada por el aumento del crédito fue generada por la expectativa de mayores ingresos futuros, la cual se debió a su vez a las reformas económicas. Al igual que Rebelo y Vegh, Pill concluye que diferentes hipótesis teóricas pueden explicar los hechos observados, es decir, son equivalentes en su observación empírica.

La explicación del ciclo de bonanza y desplome observado en el Reino Unido, postulada por King, está basada en la hipótesis de expectativas racionales e ingreso permanente y puede ser ilustrada con el modelo presentado anteriormente. Si la estabilización de la economía y las reformas económicas son creíbles, tendrá lugar un aumento de las expectativas de los agentes sobre sus ingresos futuros por trabajo debido al incremento de la productividad. Por ello, dado que es óptimo para los individuos balancear su nivel de consumo a lo largo del tiempo, el resultado será que el consumo presente crecerá más rápido que el ingreso. Si más tarde se revela que, quizá debido a una perturbación no predecible, las ganancias de productividad no se materializarán, el nivel del consumo se ajustará hacia abajo y

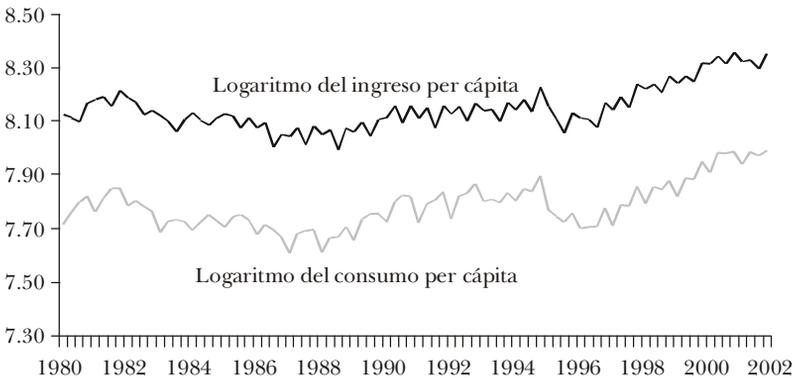
el resultado final será un cambio temporal en la relación de co-integración entre el consumo y el ingreso. En la siguiente sección se estudia precisamente la estabilidad de la relación de co-integración entre el gasto en consumo y el ingreso per cápita en México.

1. Análisis de cointegración

a) Orden de integración de las series

Antes de realizar el análisis de cointegración, es necesario verificar el orden de integración de las series. Dado que los logaritmos del gasto en consumo e ingreso per cápita mostrados en la gráfica I tienen un marcado comportamiento estacional, debe verificarse el orden de integración en las frecuencias cero y estacional. Para ello, se utilizan las pruebas de raíces unitarias propuestas por Osborn (1990). De acuerdo con las pruebas del panel (a) del cuadro 1, la hipótesis de raíz unitaria se rechaza en la frecuencia estacional (estadístico β_2) pero no en la frecuencia cero (estadístico β_1). Las conclusiones respecto a la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia cero se verifican con las pruebas Dickey-Fuller Aumentadas (ADF por sus siglas en inglés) en el panel (b) del cuadro. Por otra parte, las pruebas ADF indican que las primeras diferencias de las series son estacionarias.³

GRÁFICA I. INGRESO Y CONSUMO PER CÁPITA, 1980-2002



³ El número de rezagos utilizados en las pruebas se determinó de acuerdo al criterio de información de Akaike. Asimismo, para realizar las pruebas Dickey-Fuller Aumentadas se siguió la estrategia sugerida en Perron (1988).

CUADRO 1. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA**a) Pruebas para frecuencia cero y estacional**

<i>Variables</i>	<i>Rezagos</i>	β_1	β_2	<i>Prueba-F (Prob)</i>
y_t	2	-1.5597	-4.2308	6.7094 (0.000)
c_t	2	-1.6165	-4.2896	6.9981 (0.000)
Valores críticos		(-2.11)	(-3.75)	(3.79)

b) Pruebas ADF para frecuencia cero

<i>Variables</i>	<i>Rezagos</i>	τ	ϕ_3	ϕ_2	τ_μ
y_t	4	-2.6666	4.6297	3.1428	-1.3056
c_t	4	-3.0500	5.2810	3.5808	-1.8399
y_t	4	-4.1374**			
c_t	4	-3.8126**			

b) Estabilidad del vector de cointegración

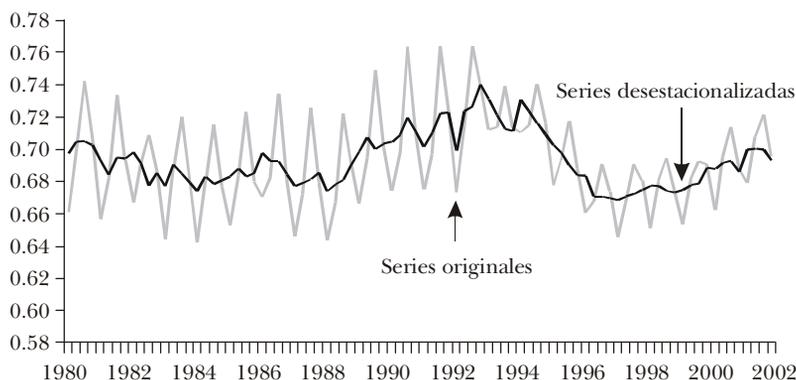
La estimación del vector de cointegración se llevó a cabo utilizando el método de estimadores completamente modificados de Phillips y Hansen (1990). Las pruebas de cointegración y estabilidad realizadas fueron las sugeridas por Engle y Granger (1987) y Gregory y Hansen (1996).⁴

Como se muestra en la gráfica II, la propensión media a consumir, que es el cociente entre el consumo y el ingreso, aumentó considerablemente en el período 1989-1994, pero después de 1995 volvió a niveles cercanos a los registrados antes de 1988. Es decir, deben esperarse dos cambios en el vector de cointegración: el primero de ellos después de la introducción del programa de estabilización a finales de 1987 y el segundo cuando comienza la crisis financiera a finales de 1994.

Dado que las pruebas utilizadas están diseñadas para el caso de un sólo cambio en el vector de cointegración, las estimacio-

⁴ En la prueba de cointegración de Engle y Granger (1987), bajo la hipótesis nula los residuales de una regresión de cointegración estimada con mínimos cuadrados ordinarios se consideran no estacionarios, es decir, no existe cointegración entre las variables. El rechazo de la hipótesis nula indica que existe una relación de cointegración con parámetros constantes. Sin embargo, en esta prueba, el no rechazo de la hipótesis nula puede deberse a que la relación de cointegración entre las variables no es constante a través del tiempo, ya que al imponer en la estimación un vector con parámetros constantes se obtienen residuales no estacionarios. Por otra parte, en las pruebas de Gregory y Hansen la hipótesis nula postula que no existe una relación de cointegración entre las variables, mientras que la hipótesis alternativa permite un cambio en los parámetros de la relación de cointegración en fecha indeterminada.

GRÁFICA II. PROPENSIÓN MEDIA AL CONSUMO, 1980-2002



nes y las pruebas de estabilidad se realizaron para los subperíodos 1980-1994 y 1988-2001. En el panel (a) del cuadro 2 se muestran los resultados de la estimación del vector de cointegración para esos períodos usando series no ajustadas por estacionalidad. Como puede observarse, la magnitud de la elasticidad ingreso del consumo depende del período considerado. En el primer subperíodo la elasticidad está muy por encima de uno mientras que en el segundo subperíodo es ligeramente inferior a uno.

CUADRO 2. ESTABILIDAD DE VECTOR DE COINTEGRACIÓN: SERIES ORIGINALES, 1980-2001

a				
	<i>1980:1-1994:4</i>		<i>1988:1-2001:4</i>	
	<i>Constante</i>	<i>y_t</i>	<i>Constante</i>	<i>y_t</i>
Coefficiente	-1.8898	1.8886	-0.1156	0.9702
Error estándar	1.2671	0.1560	0.6805	0.0832
Estadístico <i>t</i> (Prob)	-2.7000 (0.009)	10.095 (0.000)	-0.027 (0.984)	10.640 (0.000)
b				
	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>
ADF(1-1)'	4	-0.7279	4	-1.4203
ADF(MCO)	4	-0.7007	4	-1.6678
ADF(ECM)	4	-1.0518	4	-1.5135
c				
	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>
ADF*	4	-3.1407	4	-2.5500
Z _t *		-6.7264**		-6.8487**
Z _α *		-55.3218**		-48.2003**

En el panel (b) del mismo cuadro se prueba la hipótesis de que no hay cointegración en contra de la alternativa de cointegración con parámetros constantes suponiendo una elasticidad unitaria, prueba ADF(1 -1)', utilizando el estimador superconsistente de la elasticidad ingreso que resulta de aplicar mínimos cuadrados ordinarios, prueba ADF(MCO), y el vector con estimadores completamente modificados, prueba ADF(ECM). En todos los casos, las pruebas indican que no hay cointegración entre el consumo y el ingreso. En el panel (c) se presentan las pruebas propuestas por Gregory y Hansen (1996) para examinar la hipótesis nula de que no existe cointegración en contra de la alternativa de cointegración con cambio en los coeficientes en fecha indeterminada. Los resultados de las pruebas Z_t^* y Z_α^* indican que en los dos subperíodos analizados ocurrieron cambios en el vector de cointegración.⁵

La estimación del vector de cointegración y las pruebas des-

CUADRO 3. ESTABILIDAD DEL VECTOR DE COINTEGRACIÓN: SERIES AJUSTADAS POR ESTACIONALIDAD, 1980-2001

a				
	<i>1980:1-1994:4</i>		<i>1988:1-2001:4</i>	
	<i>Constante</i>	<i>y_t</i>	<i>Constante</i>	<i>y_t</i>
Coefficiente	-3.1805	1.3475	0.6476	0.8797
Error estándar	1.2231	0.1506	2.6720	0.1252
Estadístico t (Prob)	-2.8730 (0.009)	9.1310 (0.000)	2.672 (0.016)	10.305 (0.000)
b				
	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>
ADF(1-1)'	0	-1.9771	0	-1.8099
ADF(MCO)	0	-2.4740	0	-1.9745
ADF(ECM)	0	-2.5130	0	-1.8863
c				
	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>
ADF*	0	-4.5039**	0	-4.6616**
Z_t^*		-4.7132**		-4.7046**
Z_α^*		-33.8031		-31.0214

⁵ Los valores críticos para estas pruebas, con significancia de 0.05, son: -4.95 para las pruebas ADF* y Z_t^* , y -47.04 para la prueba Z_α^* . Véase Gregory y Hansen (1996).

critas también se realizaron utilizando series desestacionalizadas. En el panel (a) del cuadro 3 se observa nuevamente que la magnitud de la elasticidad ingreso del consumo cambia dependiendo de la muestra utilizada. Para el período 1980-1994 la elasticidad resultó mucho mayor que uno, y en el período 1988-2001 inferior a uno. Las pruebas ADF suponiendo un vector con elasticidad unitaria, utilizando los estimadores obtenidos con mínimos cuadrados y los estimadores completamente modificados indican que no hay cointegración. Por otra parte, las pruebas ADF* y Z_t^* , favorecen a la hipótesis alternativa, la cual permite un cambio en los parámetros del vector de cointegración. En suma, no se encontró evidencia para sostener que existe una relación de cointegración con parámetros constantes entre las series de ingreso y consumo per cápita. Por ello, en la siguiente sección se estiman modelos que permiten cambios en el vector de cointegración a través del tiempo.

2. Cointegración con cambios de régimen

En esta sección se utilizan modelos markovianos con cambios de régimen para identificar y evaluar los cambios ocurridos en el vector de cointegración a través del tiempo. Estos modelos fueron introducidos en la literatura por Hamilton (1996, 1994, 1989) y su característica típica es que suponen que las series involucradas son estacionarias.

Aún no existe un desarrollo teórico sobre la distribución de los parámetros de una regresión con variables no estacionarias y cambios de régimen markovianos. Sin embargo, Hall *et al.* (1997a) realizaron experimentos tipo Monte Carlo para explorar la distribución de los estimadores del vector de cointegración con cambios markovianos obtenidos mediante el método de máxima verosimilitud para el caso bivariado. Los resultados indican que modelos como los estimados en esta sección tienen un buen desempeño y pueden usarse los estadísticos t comunes siempre y cuando el estimador de la matriz de varianza-covarianza sea robusto frente a problemas de heteroscedasticidad y correlación serial. En el presente análisis los errores estándar se construyeron de acuerdo a lo sugerido por White (1982).⁶

⁶ Específicamente, los autores reportan que los estimadores tienen sesgos insignificantes y altas probabilidades de concentración usando muestras de 100 y 200 observaciones, y que el tamaño real de las pruebas de significancia basadas en los estadísticos t convencionales no se desvían significativamente del tamaño nominal.

CUADRO 1. COINTEGRACIÓN CON CAMBIOS DE RÉGIMEN

<i>Régimen 1</i>	α_1	β_1	$\delta_{1,1}$	$\delta_{1,2}$	$\delta_{1,1}$	σ_1^2	p_{11}
Coefficiente	-0.7020	1.0349	0.0375	0.0805	0.0309	0.0002	0.9742
Error estándar	0.2248	0.0275	0.0058	0.0060	0.0059	0.0003	0.0169
Estadístico <i>t</i> (Prob)	-3.123 (0.002)	37.664 (0.000)	6.452 (0.000)	13.472 (0.000)	6.588 (0.000)	5.676 (0.000)	57.645 (0.000)
<i>Régimen 2</i>	α_2	β_2	$\delta_{2,1}$	$\delta_{2,2}$	$\delta_{2,1}$	σ_2^2	p_{22}
Coefficiente	-2.6849	1.2835	0.0242	0.0999	0.0339	0.00038	0.9289
Error estándar	0.5115	0.0630	0.0094	0.0093	0.0092	0.000069	0.0526
Estadístico <i>t</i> (Prob)	-5.249 (0.000)	20.37 (0.000)	2.571 (0.012)	10.788 (0.000)	3.634 (0.001)	5.507 (0.000)	17.660 (0.000)

Logaritmo de la función de verosimilitud.: -231.63

NOTA: Errores estándar robustos construidos como en White (1982).

El primer modelo de cointegración con cambios de régimen utilizado permite que los estimadores de la constante, la elasticidad ingreso, los coeficientes de las variables binarias estacionales y la varianza del residual cambien entre dos regímenes. Por tanto, este modelo contiene 14 parámetros: $\theta = (\alpha_s, \beta_s, \delta_{q,s}, \sigma_s^2, p_{ss})$, donde α_s es el coeficiente de la constante, β_s la elasticidad ingreso, $\delta_{q,s}$ el coeficiente de la variable binaria estacional correspondiente al trimestre q , d_{qst} (donde $q=2,3,4$), y σ_s^2 es la varianza del residual. Todos estos parámetros dependen del régimen prevaleciente en la fecha t , $s_t (=i,j)$, como lo indica la ecuación (9). La transición entre los regímenes es gobernada por una cadena de Markov de primer orden con probabilidades de transición constantes, p_{ss} , como en la expresión (10).

$$(9) \quad C_t = \alpha_s + \beta_s y_t + \sum_{q=2}^4 (\delta_{q,s} d_{q,t}) + \varepsilon_t; \quad s = i, j$$

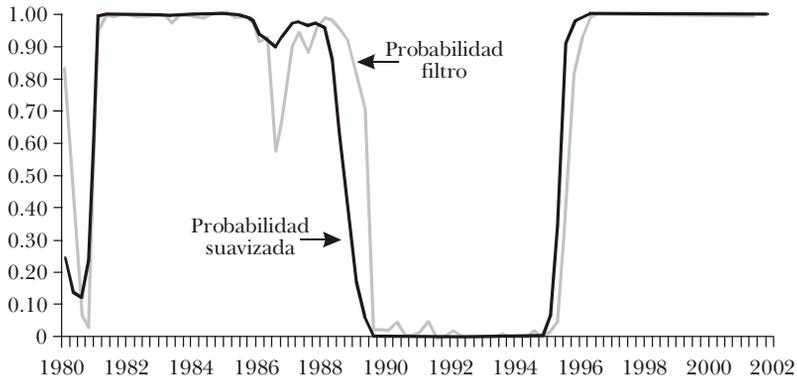
$$(10) \quad [p_{ij}] = [p(s_t = j | s_{t-1} = i)] = \begin{bmatrix} p_{ii} & p_{ji} = 1 - p_{jj} \\ p_{ij} = 1 - p_{ii} & p_{jj} \end{bmatrix}$$

Nótese que, a diferencia de la sección anterior, aquí no se hace ningún supuesto acerca de las fechas en que ocurren los cambios de régimen. Estos serán inferidos con base en los cambios de las probabilidades posteriores (filtro y suavizada)⁷ de que cada régimen prevalezca en cada punto en el tiempo. Estas probabilidades se calculan en las iteraciones del algoritmo que maximiza la función de verosimilitud.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de la estimación utilizando series no ajustadas por estacionalidad. En el régimen 1 la elasticidad ingreso del consumo resultó prácticamente unitaria. Por otra parte, en el régimen 2 la elasticidad resultó de 1.28. Los regímenes identificados son muy persistentes de acuerdo a las probabilidades de transición estimadas y las series de las probabilidades posteriores de que cada régimen prevalezca en cada punto del tiempo, que se muestran en la gráfica II, indican que los cambios de régimen han sido muy marcados.

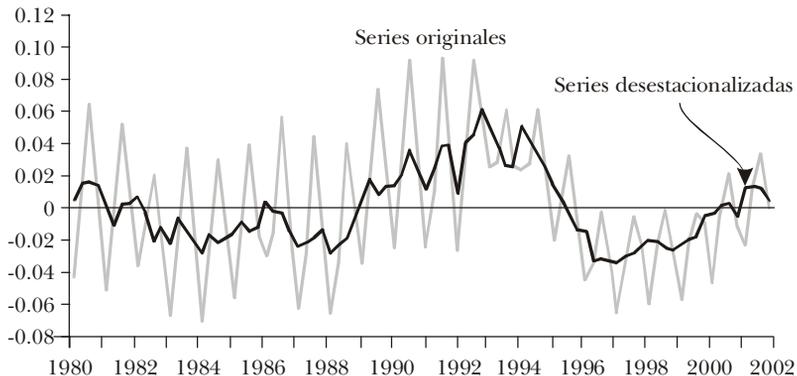
En el primer año de la muestra, fue posible identificar un auge de consumo que se ubica dentro del período de crecien-

⁷ La probabilidad filtro en la fecha t se calcula utilizando información sólo hasta esa fecha, mientras que para la probabilidad suavizada se utiliza información de toda la muestra.

GRÁFICA III. PROBABILIDAD FILTRO Y SUAVIZADA, 1980-2002

to acelerado que precedió a la crisis financiera de 1982. Respecto al período de auge de consumo más reciente, se observa que el cambio de régimen comenzó en 1988 y a mediados de 1989 ya prevalecía claramente el vector de cointegración con elasticidad ingreso superior a la unidad. Es decir, poco después de que se introdujo el plan de estabilización y reforma económica, la economía mexicana entró en un auge de consumo de magnitud considerable, el cual persistió hasta el final de 1994, cuando estalló la crisis financiera. Después de 1995, no hay evidencia de que la economía mexicana haya entrado nuevamente en otro período de auge del consumo.

En los resultados obtenidos resulta importante destacar la coincidencia de las fechas de los cambios en el vector de cointegración con los cambios en el patrón de los residuales completamente modificados que se muestran en la gráfica IV. Esta coincidencia es indicativa de que los cambios de régimen captu-

GRÁFICA IV. RESIDUALES COMPLETAMENTE MODIFICADOS, 1980-2002

ran los cambios en las series de residuales. Estos cambios en las series de residuales impiden que se rechace la hipótesis de no cointegración en favor de la hipótesis de cointegración con parámetros constantes en las pruebas que se presentaron en la subsección II, inciso (b).

Resultados similares se obtienen utilizando series ajustadas por estacionalidad. El cuadro 5 muestra que en el régimen 1 se encontró una elasticidad unitaria, mientras que en el régimen de auge el consumo creció alrededor de 28% más rápido que el ingreso. Las probabilidades posteriores obtenidas, que se muestran en la gráfica V, identifican nuevamente el período de auge en el consumo previo a la crisis de 1982, y señalan también claramente tres hechos: *i*) que el cambio de régimen más reciente comenzó en 1988; *ii*) que el régimen de auge prevalecía ya durante 1989; y *iii*) que la elasticidad unitaria se restableció cuando estalló la crisis financiera a finales de 1994. También en este ejercicio, los cambios de régimen coinciden con precisión con los cambios en el patrón de los residuales obtenidos mediante los estimadores completamente modificados de la gráfica IV.⁸

CUADRO 5. COINTEGRACIÓN CON CAMBIOS DE RÉGIMEN: SERIES DESESTACIONALIZADAS

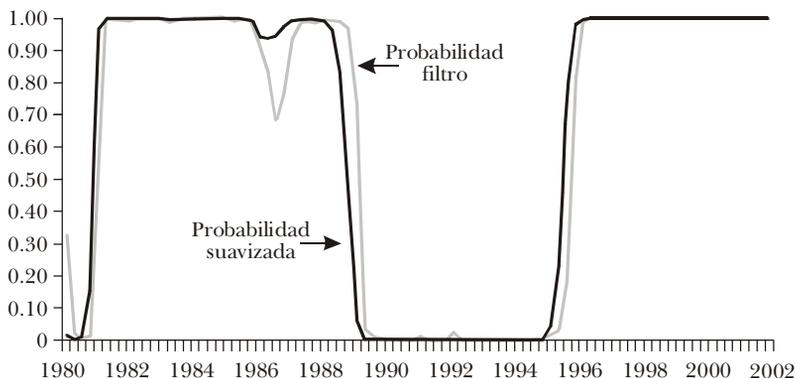
<i>Régimen 1</i>	α_1	β_1	σ_1^2	ρ_{11}
Coefficiente	-0.6706	1.0357	0.00023	0.9800
Error estándar	0.1442	0.0177	0.00005	0.0213
Estadístico <i>t</i> (Prob)	4.649 (0.000)	58.615 (0.000)	4.600 (0.000)	46.009 (0.000)
<i>Régimen 2</i>	α_2	β_2	σ_2^2	ρ_{22}
Coefficiente	-2.6561	1.2848	0.00028	0.9341
Error estándar	0.9262	11.282	3.9160	17.395
Estadístico <i>t</i> (Prob)	2.868 (0.005)	11.282 (0.000)	3.916 (0.000)	17.395 (0.000)

Logaritmo de la función de verosimilitud: -251.51

NOTA: Errores estándar robustos construidos como en White (1982).

⁸ Es importante notar que las estimaciones y pruebas preferidas son las que utilizan las series no ajustadas por estacionalidad. Esta preferencia se debe a que los efectos de los filtros para desestacionalizar sobre los procesos que gobiernan las series son inciertos y, además, estos filtros pueden tener consecuencias indeseables en algunas de las pruebas utilizadas. A este respecto, véanse Ghysels y Perron (1996), Otero y Smith (1996) y Franses y McAleer (1998). Cabe destacar que la obtención de resultados tan similares utilizando series no ajustadas y ajustadas no está garantizado. Esto es muy claro en el análisis de la estabilidad de la demanda de dinero en Alemania de Lutkepohl *et al.* (1999).

GRÁFICA V. PROBABILIDAD FILTRO Y SUAVIZADA: SERIES DESESTACIONALIZADAS, 1980-2002



Para probar la hipótesis nula de no cointegración en contra de la alternativa de cointegración con cambios de régimen, se aplicaron pruebas Dickey-Fuller Aumentadas a los residuales ponderados obtenidos a través de los modelos markovianos que se muestran en la gráfica VI. Los ponderadores utilizados para construir estas series son las probabilidades suavizadas presentadas en las gráficas II y IV. Los resultados de las pruebas se reportan en el cuadro 6. Los valores críticos se obtuvieron de Hall *et al.* (1997a).⁹ Como puede observarse, los modelos que permiten cambios de régimen producen residuales estacionarios.

CUADRO 6. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA PARA RESIDUALES PONDERADOS

	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Valor crítico</i>
Series originales	4	-5.4978	(-5.03)
Series ajustadas	3	-4.3393	(-2.39)

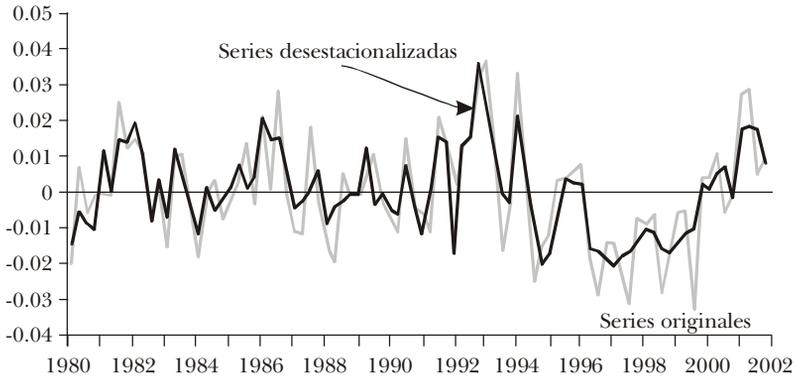
NOTA: Valores críticos con nivel de significancia de 0.05; tomados de Hall *et al.* (1997a).

III. CONCLUSIONES

En este documento se presenta un análisis de cointegración con cambios de régimen para identificar y evaluar los cambios en el

⁹ En estas pruebas se sigue la recomendación de Hall *et al.* (1997a) en cuanto a dejar en la regresión auxiliar para la prueba solamente las diferencias rezagadas de los residuales que tienen un estadístico *t* significativo. Esto se debe a que la inclusión de términos redundantes reduce el poder de la prueba.

GRÁFICA VI. RESIDUALES PONDERADOS, 1980-2002



consumo privado que produjeron su auge en el período 1989-1994 y la consecuente caída del ahorro interno.

Los resultados obtenidos indican que la introducción del programa de estabilización y reforma económica a finales de 1987 produjo un cambio considerable en la elasticidad ingreso del consumo privado. Antes de que el programa fuera adoptado, la relación de cointegración entre el consumo y el ingreso per cápita estuvo caracterizada por la elasticidad ingreso unitaria que es común encontrar en la literatura empírica. Sin embargo, el programa indujo un cambio de régimen que hizo aumentar la elasticidad considerablemente. Durante los años de auge, el consumo creció alrededor de 28% más rápido que el ingreso. Más tarde, cuando estalló la crisis financiera a finales de 1994, se restableció la elasticidad ingreso unitaria.

Los resultados obtenidos no pueden ser utilizados para apoyar ninguna de las hipótesis que han aparecido en la literatura para explicar el auge registrado por el consumo en países que han introducido programas de estabilización basados en el tipo de cambio y reformas estructurales. La razón de ello es que tales explicaciones son equivalentes en términos de sus implicaciones para la dinámica de las series observadas. Sin embargo, es posible afirmar que el régimen de auge no puede considerarse una relación de equilibrio, ya que una elasticidad mayor que uno no puede ser sostenida indefinidamente, debido a que esto viola la condición de no juegos Ponzi.

Respecto al debate reciente sobre la dinámica del consumo agregado en los últimos años, los resultados indican que desde 1995 la relación de largo plazo se ha mantenido con una elasticidad unitaria. Es decir, desde ese año la economía mexicana no ha entrado en un auge de consumo como el observado en el

período 1989-1994. Ello, a pesar de que en el año 2000 el crecimiento del consumo privado fue mayor que el del PIB en 1.7 puntos porcentuales y en 2001 en 3.7 puntos porcentuales. En este último año, el consumo privado fue el único componente de la demanda agregada que tuvo una contribución positiva al crecimiento del PIB.

En suma, en este documento se ilustra, mediante el estudio del auge del consumo observado en México en el período 1989-1994, que los cambios en una relación de cointegración que pueden ser racionalizados sin dificultad como el resultado de decisiones óptimas de los consumidores (o que al menos fueron óptimas cuando se realizaron) son susceptibles de ser identificados y cuantificados apropiadamente si se consideran cambios de régimen en modelos de cointegración.

REFERENCIAS

- Banco de México (1995), *The Mexican Economy*, Banco de México, México.
- Buira, A. (1994), *The Main Determinants of Savings in Mexico*, texto mimeografiado, Banco de México, documento presentado en la conferencia sobre el Papel del Ahorro en el Crecimiento Económico, Banco Federal de Reserva de Dallas, Houston, Texas, 18-19 de marzo de 1994.
- Calvo, G., y Vegh, C. A. (1993), "Exchange Rate Based Stabilization under Imperfect Credibility", en H. Frisch y A. Worgotter (eds.), *Open Economy Macroeconomics*, Macmillan, Londres.
- Church, K. B., P. Smith y K. F. Wallis (1995), "Econometric Evaluation of Consumer Expenditure Equations", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 10, nº 2, pp. 71-85.
- Cooley, T. F., y M. Ogaki (1996), "A Time Series Analysis of Real Wages, Consumption and Asset Returns: A Cointegration-Euler Equation Approach", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, pp. 38-71.
- Davidson, J. H., D. H. Hendry, F. Srba, y S. Yeo (1978), "Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumer Expenditure and Income in the United Kingdom", *The Economic Journal*, vol. 88, pp. 661-92.
- Dornbusch, R. (1982), "Stabilization Policies in Developing Countries: What Have We Learned", *World Development*, vol. 10, pp. 701-708.

- Engle, R. F., C. W. J. Granger, S. Hylleberg y H. S. Lee, (1993), "Seasonal Cointegration: The Japanese Consumption Function", *Journal of Econometrics*, vol. 55, pp. 275-298.
- Engle, R. F., y C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.
- Franses, P. H., y M. McAleer (1998), "Cointegration Analysis of Seasonal Time Series", *Journal of Economic Surveys*, vol. 12, nº 5, pp. 651-678.
- Fuchun, J. (1995), "Cointegration of Consumption and Disposable Income: Evidence from Twelve OECD Countries", *Southern Economic Journal*, vol. 62, nº 1, pp. 77-88.
- Ghysels, E., y P. Perron (1996), "The Effects of Linear Filters on Dynamic Time Series with Structural Change", *Journal of Econometrics*, vol. 70, pp. 69-98.
- Graham, F. C., y D. Himarios (1996), "Consumption, Wealth, and Infinite Horizons: Tests of Ricardian Equivalence", *Economic Inquiry*, vol. 34, pp. 527-544.
- Granger, C. W. J., y P. L. Siklos (1997), "Regime-sensitive Cointegration with an Application to interest-rate Parity", *Macroeconomic Dynamics*, vol. 1, pp. 640-657.
- Gregory, A. W., y B. Hansen (1996), "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, vol. 70, pp. 99-126.
- Hall, S., Z. Psaradakis y M. Sola (1997a), "Cointegration and Changes in Regime: The Japanese Consumption Function", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12, pp. 151-168.
- Hall, S., Z. Psaradakis y M. Sola (1997b), "Switching Error-correction Models of House Prices in the United Kingdom", *Economic Modelling*, vol. 14, pp. 517-527.
- Hamilton, J. D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, vol. 57, pp. 357-384.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, N. J.
- Hamilton, J. D. (1996), "Specification Testing in Markov-switching Time-series Models", *Journal of Econometrics*, vol. 70, pp. 127-157.
- Han, H.-L., y M. Ogaki (1997), "Consumption, Income and Cointegration", *International Review of Economics and Finance*, vol. 6, nº 2, pp. 107-117.
- Hansen, B. (1992), "Tests for Parameter Stability in Regressions with I(1) processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, nº 3, pp. 321-335.

- Hansen, B., y S. Johansen (1993), *Recursive Estimation in Cointegrated VAR Models*, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen (Working Paper, n° 1).
- King, M. A. (1990), "Comment on Muellbauer and Murphy", *Economic Policy*, n° 11, pp. 385-389.
- King, M. A. (1994), "Debt Deflation: Theory and Evidence", *European Economic Review*, vol. 38, n°s 3-4, pp. 419-445.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock y M. V. Watson (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, vol. 81, pp. 819-840.
- Krolzig, H.-M. (1997). *Markov-switching Vector Autorregressions. Modelling Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis*. Springer. Berlin.
- Lutkepohl, H., T. Terasvirta y J. Wolters (1999), "Investigating Stability and Linearity of a German M1 Money Demand Function", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, pp. 511-25.
- Muellbauer, J., y A. Murphy (1990a), "Financial Liberalization and the UK Consumer Boom", *Economic Review*, Credit Suisse First Boston, Londres.
- Muellbauer, J., y A. Murphy (1990b), "Is the UK Balance of Payments Sustainable", *Economic Policy*, vol. 5, n° 11, pp. 347-395.
- Osborn, D. R. (1993), "Discussion: Seasonal Cointegration", *Journal of Econometrics*, vol. 55, pp. 299-303.
- Osborn, D. R. (1990), "A Survey of Seasonality in UK Macroeconomic Variables", *International Journal of Forecasting*, vol. 6, pp. 327-336.
- Otero, J., y J. Smith (1996), "The Effects of Seasonal Adjustment Linear Filters on Cointegrating Equations: A Monte Carlo Investigation", *Warwick Economic Research Papers*, n° 456.
- Perron, P. (1988), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 297-332.
- Phillips, P. C. B., y B. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 99-125.
- Pill, H. (1995), *Financial Liberalization and Macroeconomic Management in the Open Economy*, Ph. D. dissertation, Stanford University.
- Quintos, C. E., y P. C. B. Phillips (1993), "Parameter Constancy in Cointegrating Regressions", *Empirical Economics*, vol. 18, pp. 675-706.

- Rebelo, S., y C. A. Vegh (1995), *Real Effects of Exchange-Rate-Based Stabilization: An Analysis of Competing Theories*, Rochester Center For Economic Research, University of Rochester (Working Paper, n° 405).
- Rodríguez, C. A. (1982), "The Argentine Stabilization Plan of December 20th", *World Development*, vol. 10, pp. 801-811.
- Roldos, J. (1995), "Supply-side Effects of Disinflation Programs", *IMF Staff Papers*, vol. 42, pp. 158-183.
- Villagómez, F. A. (1994), "Aggregate Consumption, Interest Rates and Inflation in LDCs: An Error Correction Model", *Journal of Development Studies*, vol. 31, n° 1, pp. 157-178.
- White, H. (1982), "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models", *Econometrica*, vol. 50, n° 1, pp. 1-25.

PUBLICACIONES DEL CEMLA

John Chant

*El Banco de Canadá: en movimiento hacia
la transparencia*

**Ralph Chami
Mohsin S. Khan
Sunil Sharma**

Temas emergentes en regulación bancaria

**María Jesús Nieto
Juan María Peñalosa**

*Notas sobre la arquitectura de la regulación,
supervisión y estabilidad financiera en Europa*

BOLETÍN OCTUBRE-DICIEMBRE 2003

Índice 2003

- Arguedas, Claudia, y Jorge Requena, La dolarización en Bolivia: una estimación de la elasticidad de sustitución entre monedas. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 383-406.
- Bailliu, Jeannine, Daniel Garcés Díaz, Mark Kruger y Miguel Messmacher, Explicación y predicción de la inflación en mercados emergentes: el caso de México. || N° 2, abril-junio, pp. 129-65.
- Bergara, Mario, y Andrés Masoller, Un análisis del mercado doméstico de bonos. || N° 3, julio-septiembre, pp. 237-75.
- Ferreya Gugliermi, Jesús, y Rafael Herrada Vargas, Tipo de cambio real y sus fundamentos: estimación del desaliniamiento. || N° 2, abril-junio, pp. 167-206.
- Gavin, William T., Pronósticos del Comité Federal de Mercado Abierto: ¿Está toda la información dentro de la tendencia central? || N° 2, abril-junio, pp. 207-36.
- González García, Jesús R., La dinámica del consumo privado en México: un análisis de cointegración con cambios de régimen. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 429-49.
- Jallath, Eduardo, y José Luis Negrín, Evolución y estructura de los medios de pago distintos al efectivo en México. || N° 1, enero-marzo, pp. 89-127.
- Pineda, Julio, La presión cambiaria en Venezuela. || N° 3, julio-septiembre, pp. 277-92.
- Santor, Eric, Crisis bancarias y contagio: evidencia empírica. || N° 3, julio-septiembre, pp. 293-344.
- Valle S., Héctor A., Pronósticos de inflación para Guatemala hechos con modelos ARIMA y VAR. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 407-28.
- Villar, Leonardo, y Hernán Rincón, Flujos de capital y regímenes cambiarios en los noventa. || N° 1, enero-marzo, pp. 33-88.
- Winkelried Quezada, Diego, Indicadores adelantados de la inflación en el Perú. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 345-82.
- Winkelried Quezada, Diego, Interdependencia y contagio financiero en América Latina. || N° 1, enero-marzo, pp. 1-31.

Tamara Burdisso
Verónica Cohen Sabban
Laura D'Amato

*The Argentine banking and exchange crisis of 2001:
can we learn something new about financial crises?*

Álvaro Rojas O.
Felipe Jaque S.

*Determinants of the Chilean sovereign spread:
is it purely fundamentals?*

Enrique Alberola
Luis Molina

*What does really discipline fiscal policy in emerging
markets?: the role and dynamics
of exchange rate regimes*



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

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

monetaria

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

Suscripciones y pedidos:

Claudio Antonovich

CEMLA, Departamento de Relaciones públicas

Durango nº 54, México, D. F., 06700, México

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

Telefax: (5255) 5525-4432

E-mail: antonovich@cemla.org

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

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

COLABORADORES

Bancos centrales

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

Otras instituciones

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