



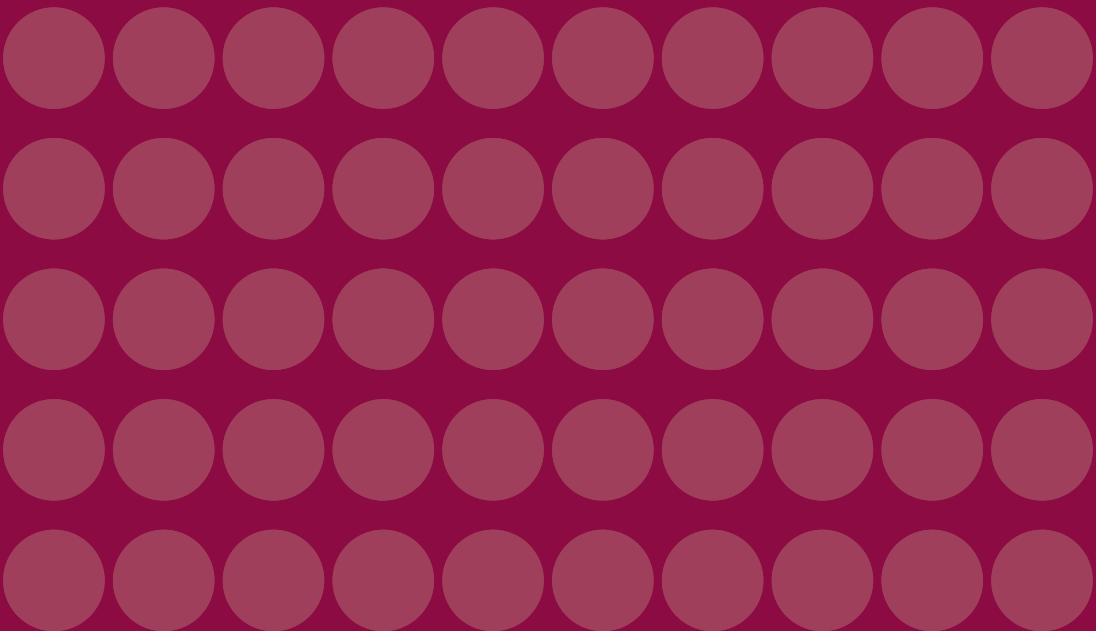
**CENTRO DE
ESTUDIOS
MONETARIOS
LATINOAMERICANOS**

Asociación Regional de Bancos Centrales

MONETARIA

Volumen XXXII, número 4

Octubre-diciembre de 2009



CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*)

Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2009-2011

Presidente:

Banco de la República (Colombia)

Miembros:

Banco Central de la República Argentina

Banco Central do Brasil

Banco de México

Banco Central de Nicaragua

Central Bank of Trinidad and Tobago

Banco Central de Venezuela

COMITÉ EDITORIAL

Kenneth Coates

Director General

Fernando Sánchez Cuadros

Reuniones Técnicas de Banca Central

Ana-Laura Sibaja Jiménez

Servicios de Información

MONETARIA es una publicación trimestral del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango n° 54, México, D. F., 06700. Impresa en los talleres de Alejandro Duplancher, Av. Coyoacán n° 1012-2, México, D. F., 03100. 380 ejemplares. ISSN 0185-1136.

MONETARIA

VOLUMEN XXXII, NÚMERO 4, OCTUBRE-DICIEMBRE DE 2009

Ricardo Gimeno

José Manuel Marqués-Sevillano

451 Incertidumbre y el precio del riesgo en un proceso de convergencia nominal

Juan Díaz Maureira

Gustavo Leyva Jiménez

491 Proyección de la inflación chilena en tiempos difíciles

Juan Carlos Pérez-Velasco Pavón

523 Determinantes de la demanda por la denominación promedio de billete: el caso de México

Andrés Schneider

549 Regímenes de flotación administrada: un enfoque de cartera

MONETARIA difunde estudios de investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras instituciones; incluye temas especializados en economía y banca central, con un enfoque teórico o cuantitativo. Se publica en forma impresa y electrónica (www.cemla.org). Consultas dirigirse a: publicaciones@cemla.org. (Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el punto de vista del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.)

Ricardo Gimeno
José Manuel Marqués-Sevillano

Incertidumbre y el precio del riesgo en un proceso de convergencia nominal

I. INTRODUCCIÓN

Desde una perspectiva teórica, las tasas de interés nominales se pueden desglosar en tres componentes: tasas reales libres de riesgo, expectativas de inflación y prima de riesgo. Esclarecer cuál componente es el principal impulsor de algunos de los cambios observados en las tasas de interés nominales es a menudo crucial en diferentes esferas tales como la fijación de precios para bonos, el análisis de inversión u otras decisiones de gasto que las empresas o las familias realizan o en el proceso de toma de decisiones en lo que respecta a la política

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo de R. Gimeno y J. M. Marqués-Sevillano, funcionarios del Banco de España, presentado en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, en CEMLA, en la ciudad de México, D. F., el 5, 6 y 7 de noviembre del 2008. Los autores agradecen a J. Ayuso, R. Blanco, A. Lee-Chun, F. Restoy, I. Venezia participantes de los seminarios en el Banco de España, la Escuela de Negocios de la Universidad Hebrea, el HEC de Montreal y el CEMFI de Madrid por sus valiosos comentarios. Agradecemos igualmente a la Cátedra Sanger de Banca y Gestión de Riesgo de la HUIJ por su apoyo financiero. Correos electrónicos: (ricardo.gimeno@bde.es y manuel-m@bde.es).

monetaria. Sin embargo, desafortunadamente los componentes mencionados anteriormente no son observables directamente y la literatura no ofrece más que soluciones parciales para obtener tal descomposición.

El enfoque más común consiste en sustraer la tasa de inflación *ex post* de las tasas de interés nominales para así obtener una estimación de las tasas reales libres de riesgo. Lo anterior implica asumir que no existe prima de riesgo y que además los agentes son capaces de pronosticar perfectamente la tasa de inflación. Tales supuestos son probablemente algo restrictivos en economías razonablemente estables en donde la variabilidad de precios es pequeña. No obstante, en otros casos los errores en las primas de riesgo o en las expectativas de inflación podrían ser significativos. Además, si la economía exhibe algunos procesos de convergencia parecería natural esperar variaciones importantes en las primas de riesgo o errores importantes (racionales) cuando se pronostica la inflación. Este es por ejemplo el caso de España y de algunos otros países europeos involucrados en la creación de la UEM en donde la incertidumbre sobre la convergencia finalmente obtenida podría haber originado fluctuaciones en dichas variables. En ese entorno, las tasas de interés reales *ex post* podrían proporcionar un enfoque engañoso acerca del comportamiento real de las tasas reales libres de riesgo.

Una alternativa a las tasas reales *ex post* sería utilizar el rendimiento de bonos indexados por la inflación para abordar las tasas reales libres de riesgo, mientras que las expectativas inflacionarias se estiman como la diferencia con respecto a su referencia nominal. No obstante, dichos bonos no se negociaban en muchos países o bien han sido introducidos sólo recientemente. Además, aunque este enfoque brinde una estimación intuitiva de las tasas reales libres de riesgo, el mismo no considera las primas de riesgo y por ende brinda una estimación sesgada de las expectativas de inflación (ver Evans, 1998), un sesgo que en ciertas circunstancias –pensemos en el proceso de la Gran Moderación (ver Summers, 2005)–, difícilmente podría ser insignificante.

Tomando en cuenta estos antecedentes, el presente documento propone una metodología para descomponer las tasas

de interés nominales en sus tres componentes y aplicarla a las tasas de interés nominales españolas durante el periodo nominal de convergencia que condujo a la economía española a ser uno de los once primeros miembros de la Unión Económica y Monetaria. Dicha metodología está relacionada con la literatura de microfinanzas en la que autores como Diebold, Rudebusch y Boragan (2004), Carriero, Favero y Kaminska (2006), y Ang, Bekaert y Wei (2006) incorporan macrodeterminantes en un modelo de curva de rendimiento multifactorial sin oportunidades de arbitraje.

Consideramos, en particular, un modelo en el cual las tasas de interés son afines relativas a un vector de factores que incluye tasas de inflación y factores determinados exógenamente con base en los componentes exponenciales de la curva de rendimiento de Nelson-Siegel (Nelson y Siegel, 1987) en una línea similar a la de Carriero, Favero y Kaminska (2006) y Diebold y Li (2006). Incluso la condición de oportunidades de no arbitraje se mantiene a lo largo de la curva de rendimiento al igual que la aversión al riesgo. Con estas dos condiciones juntas es posible descomponer las tasas de interés nominales como la suma de tasas de interés reales libres de riesgo, la inflación esperada y la prima de riesgo. Por tanto, nosotros partimos de Dai y Singleton (2000), Laubach y Williams (2003), y Ang, Bekaert y Wei (2006), quienes consideran componentes latentes, que estiman de forma endógena utilizando el filtro de Kalman. Mostraremos que la metodología de componentes latentes depende mucho de las condiciones iniciales y de la selección arbitraria de algunos vencimientos que se tienen que observar sin errores. Utilizar los factores determinados exógenamente ofrece un enfoque menos restrictivo y los resultados parecen ser menos dependientes de las condiciones iniciales. Incluso, usar los principales impulsores de la curva de rendimiento como factores permite obtener un mejor ajuste de la estructura temporal de las tasas de interés nominales.

El ejercicio de descomposición muestra una reducción en las tasas reales de interés libres de riesgo españolas durante los años noventa de un orden cercano a los 3 pp, una cifra significativamente menor a la de las estimaciones realizadas con otras metodologías. De hecho Blanco y Restoy (2007) enfatizan

que los enfoques tradicionales, que producen disminuciones mucho mayores en la tasa libre de riesgo, no son compatibles con la evolución observada de las cifras macroeconómicas españolas (tales como la tasa de crecimiento del PIB o la tasa de empleo) y el aumento experimentado por algunos precios de activos, como es el caso de los títulos valores o los precios de las viviendas. Incluso, los resultados señalan que durante algunos episodios, las tasas de inflación esperadas a largo plazo fueron sistemáticamente mayores que las tasas reales de inflación *ex post*. Este descubrimiento muy probablemente podría reflejar las incertidumbres alrededor del éxito español para cumplir con los criterios de Maastrich a tiempo. De hecho las mejoras en las primas de riesgo coinciden con los cambios en las expectativas de inflación. Por ende los cambios en las expectativas de inflación y las primas de riesgo de inflación explican una parte importante de la reducción en las tasas nominales de interés durante el proceso de convergencia.

El resto del documento está estructurado en cuatro secciones. La segunda sección ofrece una descripción de las tasas de interés nominales y la inflación en España durante los noventa. En la tercera presentamos el modelo básico *affine* utilizado en todo el documento. En la sección cuatro derivamos la descomposición de las tasas de interés nominales y analizamos los principales resultados para la economía española. Finalmente, la sección cinco concluye.

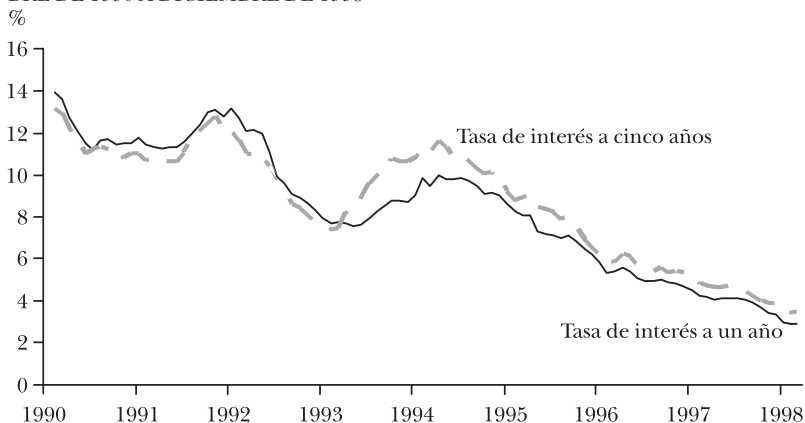
II. DESARROLLO DE LAS TASAS DE INTERÉS EN ESPAÑA

En España, la evolución de las tasas de interés en los años noventa estuvo estrechamente relacionada con el proceso de convergencia nominal asociado con el ingreso a la UEM y los cambios estructurales y de política realizados durante ese periodo. En este sentido, la economía pasó de un escenario con altas tasas de inflación y grandes déficit públicos a un nuevo marco basado en excedentes fiscales, inflación moderada y membresía de la UEM. No obstante tal y como señalan Blanco y Restoy (2007), esto estuvo plagado de incertidumbre relacionada con el proceso mismo de la UEM y la capacidad de la

economía española para cumplir con los criterios de convergencia de Maastricht. Por tanto, es probable que tales incertidumbres afectaran las expectativas acerca de diversas variables económicas tales como la tasa de inflación. En particular, las expectativas de inflación a largo plazo debieron ser un promedio ponderado de la tasa de inflación dentro del régimen de convergencia y la tasa de inflación alterna que debió prevalecer en un escenario de no convergencia. Es probable que las ponderaciones correspondientes hayan cambiado según los resultados de las evaluaciones cambiantes del proceso de la UEM y del desempeño de la economía española. Aún más importante, la tasa de inflación prevaleciente en el escenario de no convergencia finalmente no se observó. Con tales circunstancias, aunque consideráramos a los agentes como racionales, la tasa de inflación observada no es una buena variable sustituta de las expectativas de inflación ni tampoco una forma sencilla para estimar tales expectativas.

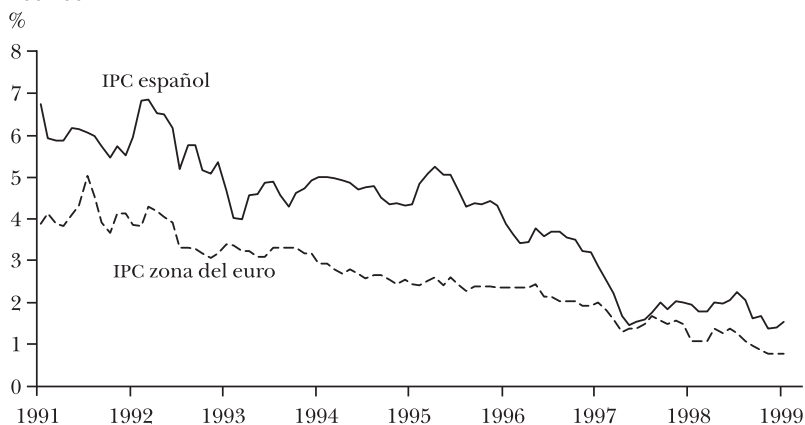
Las expectativas de los agentes sobre la inflación se deben de reflejar en los mercados financieros donde la valoración de activos depende de esta variable macro. De hecho tal y como se puede ver en la gráfica I, las tasas españolas de interés nominales a cinco años cayeron de 13-14% al inicio de la década hasta 3-4% al final de los años noventa reflejando así un proceso similar al de la tasa de inflación que se puede ver en la gráfica II, donde el diferencial inflacionario español contra la zona del euro se redujo de 3 pp a inicios de la década

GRÁFICA I. TASAS NOMINALES DE INTERÉS EN LOS AÑOS NOVENTA, DICIEMBRE DE 1990 A DICIEMBRE DE 1998



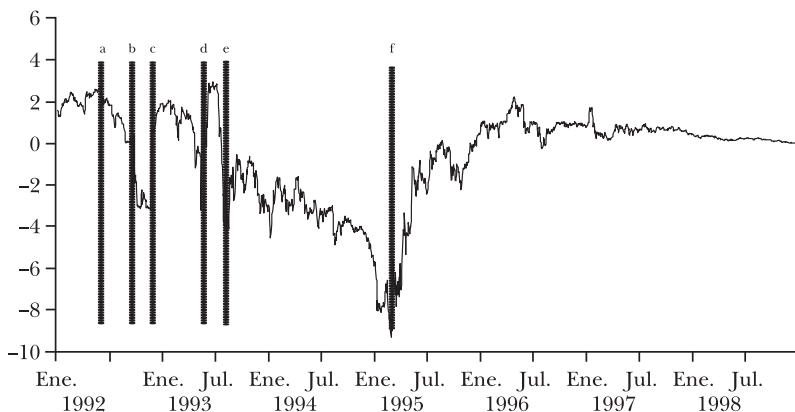
a una cifra cercana a 1 pp a fines de los años noventa. En el curso de la reducción de las tasas de interés nominales se pueden observar dos picos que indican los episodios de incertidumbre anteriormente mencionados: primero, la crisis del Sistema Monetario Europeo a finales de 1992; y segundo, la ampliación de las bandas del Mecanismo Europeo de Cambio (MEC) en 1995. Además el tipo de cambio de la peseta también se vio afectado por la incertidumbre durante el proceso. Tal y como muestra la gráfica III, la década empezó con una alta variabilidad del tipo de cambio de la peseta española con respecto al marco alemán que dio paso a cuatro episodios de devaluación que coinciden con los picos antes mencionados de 1992-93 y de 1995.¹

GRÁFICA II. ÍNDICES DE PRECIOS AL CONSUMIDOR ESPAÑOL Y EUROPEO, 1991-99



Dentro de este marco, las tasas reales de interés *ex post*, que normalmente se usan como un sustituto para las tasas de interés reales, se redujeron de forma significativa (ver gráfica IV). No obstante, la magnitud de esta reducción (más de 6 pp) parece ser excesiva para que se interprete como un cambio en las tasas reales de interés libres de riesgo. Tal y como mencionaron Blanco y Restoy (2007), existen buenas razones para creer que las tasas de interés nominales durante este periodo incorporaron una compensación palpable para la incertidumbre

¹ En Malo de Molina *et al.* (1998) se incluye un resumen detallado del desarrollo de las tasas de interés nominales, así como de los tipos de cambio.

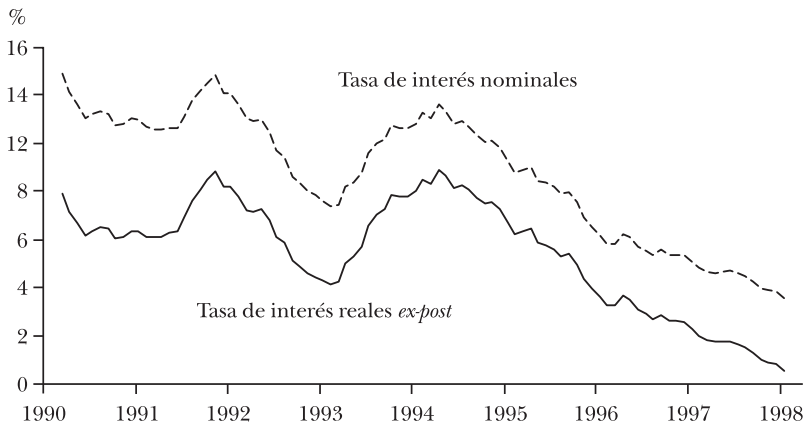
GRÁFICA III. PESETA ESPAÑOLA CONTRA EL MARCO ALEMÁN, 1992-98

FUENTE: Banco de España.

NOTA: Apreciación (+), depreciación (-), de la paridad central del tipo de cambio nominal de la peseta contra el marco alemán.

^a Referendo danés. ^{b, c, d, y f} Devaluación de la peseta (5, 6, 8 y 7%, respectivamente). ^c Ampliación de la banda del MEC.

relacionada con la creación de la UEM y con el acceso español. En consecuencia, la disminución en las tasas reales de interés *ex post* podría haber incorporado alguna reducción en la prima de riesgo en tanto la economía se acercó a la UEM. Más aún, como hemos sugerido, durante este periodo las expectativas de inflación podrían haber asignado de forma sistemática una probabilidad de no cero a un escenario alternativo más inflacionario en donde España hubiera fallado en cumplir

GRÁFICA IV. TASAS NOMINALES DE INTERÉS EN LOS AÑOS NOVENTA, DICIEMBRE DE 1990 A DICIEMBRE DE 1998

los criterios de convergencia de Maastricht. Esto podría estar incorporado en las tasas de interés nominales y dado que ese escenario alternativo nunca se materializó, también en las tasas reales *ex post* pero no forma parte de la tasa real libre de riesgo en la que estamos interesados.

III. MODELACIÓN DE LAS TASAS DE INTERÉS

1. El modelo *affine*

Tal y como lo estableció Piazzesi (2005), los modelos *affine* de estructura temporal permiten separar la prima de riesgo de las expectativas acerca de tasas de interés futuras. Estos modelos han sido ampliamente utilizados en la literatura financiera para valorar activos de ingreso fijo desde los trabajos seminales de Vasicek (1977) y Cox, Ingersoll y Ross (1985). El incluir la inflación en la especificación del modelo, como en Ang, Bekaert y Wei (2006) y en Carriero, Favero y Kaminska (2006), también permitiría estimar las expectativas de inflación y las tasas de interés reales conjuntamente.

Un modelo *affine* asume que las tasas de interés se pueden explicar como una función lineal de ciertos factores,

$$(1) \quad y_{t,t+k} = \frac{-1}{k} (A_k + B'_k X_t) + u_{t,t+k} \quad u_t \sim N(0, \sigma^2 I),$$

en donde $y_{t,t+k}$ es la tasa de interés nominal en el periodo t con plazo k , X_t es un vector de factores, A_k y B'_k son coeficientes y $u_{t,t+k}$ representa el error de medición. Los cambios en las tasas de interés con el tiempo serán el resultado de cambios en los factores, mientras que las diferencias en la estructura temporal serán conducidas por los coeficientes A_k y B'_k aplicados.

Existe suficiente evidencia acerca de la predictibilidad de las tasas de interés (ver Diebold y Li, 2006), y dicha característica está generalmente incluida en el modelo *affine* asumiendo que los factores X_t siguen una estructura VAR (en la misma línea de Diebold, Rudebusch y Boragan, 2004),

$$(2) \quad X_t = \mu + \Phi X_{t-1} + \Sigma \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, I),$$

donde μ es un vector de las derivas constantes en las variables *affine* X_t , Σ es la matriz de varianzas y covarianzas del término de ruido y Φ es una matriz de coeficientes autorregresivos. El modelo VAR explica la predictibilidad observada en las tasas de interés pero, permite al mismo tiempo, cierto grado de incertidumbre en los valores futuros de las tasas de interés, representados por el vector de ruido ε_t sigue una distribución normal gaussiana estándar i.i.d. Con el propósito de evitar problemas de identificación impondremos la matriz Σ para que sea diagonal en la ecuación (2), de manera tal que las relaciones entre los factores X_t se vean reflejados por los coeficientes de la matriz Φ en lugar de choques.²

A fin de evitar oportunidades para arbitraje, los valores de los parámetros A_k y B'_k de la ecuación (1) deberán restringir de acuerdo con la ecuación (3):

$$(3) \quad e^{A_{k+1}+B'_{k+1}X_t} = E_t \left[e^{A_t+B'_tX_t} e^{A_k+B'_kX_{t+1}} \right]$$

El lado izquierdo de la ecuación (3) representa la valoración de un bono de cupón cero con vencimiento en $k+1$ que con la condición de no arbitraje debería ser equivalente al valor esperado un periodo adelante del mismo bono con vencimiento k descontado con la tasa de interés de corto plazo. Tal y como se puede apreciar en el anexo 1, resolver por adelantado la ecuación (3) implica una forma recursiva para los coeficientes A_k y B'_k .

En ese marco, la consideración de aversión al riesgo implica cierta compensación por la incertidumbre acerca de vencimientos³ mayores, en los cuales los choques ε_t aleatorios se acumulan. En este sentido queda claro que entre mayor sea la varianza de los choques aleatorios en la ecuación de VAR (2) (identificado por la matriz Σ), mayor será la incertidumbre

² Una especificación más general de Σ implicaría un enfoque VARMA que afectaría únicamente los pronósticos de corto plazo pero crearía problemas de identificación. Dado que nuestro enfoque es sobre las proyecciones a largo plazo de las variables, nos basamos preferiblemente en el modelo VAR.

³ Bekaert y Hodrick (2001) revisaron la evidencia que sugiere que los rendimientos esperados de los bonos de largo plazo sean, en promedio, mayores que de los bonos de corto plazo que reflejan la existencia de una prima de riesgo y que dicha prima varía con el tiempo.

con respecto a los futuros valores de las tasas de interés. Por lo tanto, con el propósito de compensar a los inversionistas por prestar dinero a plazos más largos, se debe de incluir alguna prima de riesgo relacionada con Σ en las tasas de interés nominales (ver anexo 1). Los coeficientes que traducen la matriz Σ en la prima de riesgo se llaman precios de riesgo (λ_t) y de acuerdo con la literatura, tales coeficientes son afines a los mismos factores X_t :

$$(4) \quad \lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t,$$

donde λ_0 es un vector y λ_1 es una matriz de coeficientes. Si λ_1 se establece como igual a cero, entonces la prima de riesgo será constante mientras que si la dejamos sin restricción obtendremos una prima de riesgo que varía con el tiempo.

Tomando las oportunidades de no arbitraje y la aversión al riesgo juntas, es posible, después de cierta álgebra (ver anexo 1) transformar la ecuación (2) en un sistema recursivo de ecuaciones representado por las ecuaciones (5) y (6):

$$(5) \quad A_{k+1} = A_1 + A_k + B'_k \mu - B'_k \Sigma \lambda_0 + \frac{1}{2} B'_k \Sigma \Sigma' B'_k,$$

$$(6) \quad B'_{k+1} = B'_1 + B'_k \Phi - B'_k \Sigma \lambda_1.$$

En las ecuaciones (5) y (6) los coeficientes que determinan las tasas de interés con vencimiento en $k+1$ (A_{k+1} y B'_{k+1}) son el resultado de la acumulación de los determinantes de la tasa de interés a corto plazo (A_1 y B'_1), la diferencia entre la tasa verdadera de interés a corto plazo y su valor pronosticado (reflejado por los términos $A_k + B'_k \mu$ y $B'_k \Phi$, respectivamente) una compensación del riesgo (términos $B'_k \Sigma \lambda_0$ y $B'_k \Sigma \lambda_1$, respectivamente), y un término cuadrático consecuencia de la desigualdad de Jensen ($\frac{1}{2} B'_k \Sigma \Sigma' B'_k$). Tal y como se puede ver, la compensación del riesgo depende de la matriz Σ y del precio de riesgo λ_t .

Por lo tanto, el modelo *affine* que se estimaría consiste en las ecuaciones (1) y (2), con los coeficientes de la ecuación (1) sujeta a las restricciones (5) y (6). Las diferencias entre diversos modelos *affine* será el resultado de los factores X_t seleccionados.

2. Especificaciones alternas para factores

Deberemos de considerar las variables que pudieran determinar la estructura temporal de las tasas de interés con el propósito de seleccionar los factores en el modelo. De hecho, existe amplia evidencia en la literatura que señala que el contenido de la información de toda la estructura temporal se debería reducir a un pequeño número de factores. La selección de tales factores depende del propósito del ejercicio. Una alternativa sería introducir un componente no observable o latente. Este es por ejemplo el caso en Duffie y Kan (1996), Duffie y Singleton (1997), Dai y Singleton (2000), Duffee (2002), y Kim y Wright (2005). Dicha especificación permite un alto grado de flexibilidad en el modelo pero requiere que la estimación se desarrolle mediante un filtro de Kalman y así los factores son más difíciles de interpretar.

Otros enfoques, que se basan en ciertos factores macroeconómicos (ver Ang *et al.*, 2006, Dewachter y Lyrio 2006, o Dewachter *et al.*, 2006), obtienen una mejor interpretación del curso de las tasas de interés. Por ejemplo, en un contexto en el cual las tasas de interés de corto plazo están ligadas a decisiones de la banca central, toda la estructura temporal estará correlacionada con las decisiones verdaderas y proyectadas en cuanto a la política monetaria. En este sentido, resulta obvio introducir la dinámica de inflación como uno de los factores dado que esta variable es uno de los elementos principales en las decisiones de política monetaria.⁴ Además, la incorporación de las tasas de inflación como uno de los componentes del vector X_t , nos ayuda a obtener la descomposición de las tasas reales en una etapa más tardía de nuestro análisis tal y como lo señalan Ang, Bekaert y Wei (2006). Aun más, es común incluir otros factores relacionados con la actividad económica tales como el PIB o la tasa de empleo. Sin embargo, un modelo que sólo utiliza variables macroeconómicas dará un pobre ajuste de la estructura temporal de las tasas de interés.

Otra alternativa, como la sugerida por Diebold y Li (2006),

⁴ Esta relación es particularmente evidente si el banco central tiene alguna independencia con respecto al ciclo político y busca una meta de inflación (como fue el caso del banco central español en 1994).

es utilizar algunos factores relacionados con la estimación de la curva de rendimiento de cupón cero. Este tipo de modelo ha sido utilizado con fines de pronóstico dado el buen desempeño de los resultados. Además, tal y como lo sugieren Carriero, Favero y Kaminska (2006), incluir variables macroeconómicas en este marco podría realmente mejorar el desempeño.

En este documento utilizaremos dos especificaciones para modelar las tasas de interés nominales. La primera (a la que nos referiremos como modelo de factores endógenos) ha sido extensamente utilizada en la literatura. Seguiremos con mucha atención los artículos de Ang y Piazzesi (2003) y de Ang, Bekaert y Wei (2006), en donde se propone un modelo que incluye tanto factores macro como latentes con el propósito de obtener una descomposición de las tasas de interés estadounidenses similar a lo que estamos buscando. En esta última, la estructura básica del modelo financiero *affine* con dos factores latentes se extiende a un modelo *affine* de macrofinanzas mediante la agregación de la tasa IPC al modelo VAR como una variable observable. Este es precisamente el modelo que usaremos, en el cual la ecuación (2) se reespecifica como sigue:

$$(7) \quad \begin{pmatrix} q_{t+1} \\ f_{t+1} \\ \pi_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_q \\ \mu_f \\ \mu_\pi \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Phi_{qq} & 0 & 0 \\ 0 & \Phi_{ff} & 0 \\ \Phi_{q\pi} & \Phi_{f\pi} & \Phi_{\pi\pi} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} q_t \\ f_t \\ \pi_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \sigma_q & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_f & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\pi \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_q \\ \varepsilon_f \\ \varepsilon_\pi \end{pmatrix}.$$

En la ecuación (7), q_t y f_t son los factores latentes, mientras que las matrices de coeficiente Φ y Σ incluyen algunas restricciones para simplificar la estimación del modelo completo.⁵ Los factores latentes se estiman endógenamente junto con el resto de los parámetros y requieren el uso de un filtro de Kalman. No obstante, este procedimiento por lo general impone algunos problemas adicionales para la estimación paramétrica del modelo y no garantiza un buen ajuste de la estructura temporal.

Alternativamente a este enfoque, en el presente documento

⁵ Se establecen factores latentes para que no se correlacionen, mientras que la inflación depende de factores latentes en el tanto los factores latentes no se vean afectados por choques de inflación.

proponemos un modelo (al que nos referiremos como modelo de factores exógenos) que simplifica el procedimiento de estimación, permitiendo al mismo tiempo un mejor ajuste de la curva de rendimiento. Este enfoque consiste en determinar por adelantado los factores que caracterizan la forma de la estructura temporal y usarlos en la matriz X. De hecho, en un modelo con factores latentes, tal como el propuesto por Ang, Bekaert y Wei (2006), los factores que se obtienen generalmente se identifican con alguna de las características de la curva de rendimiento como el nivel de tasas de interés o la pendiente (Litterman y Scheinkman, 1991; y Chen y Scott, 1993). En este sentido y con el objeto de mejorar los pronósticos de la curva de rendimiento, Diebold y Li (2006) proponen un modelo *affine* que utiliza como factores los parámetros del *nivel* (L_t), *pendiente* (S_t) y *curvatura* (C_t) de la especificación de estructura temporal de Nelson y Siegel (1987). Tales factores se pueden encontrar en la mayoría de las estimaciones de la banca central en cuanto a la curva de rendimiento de cupón cero. Esta estimación impone que las tasas de interés nominales se pueden modelar⁶ como en la ecuación (8):

$$(8) \quad y_{t,t+k} = L_t + S_t \frac{1 - e^{-k/\tau}}{k/\tau} + C_t \left(\frac{1 - e^{-k/\tau}}{k/\tau} - e^{-k/\tau} \right).$$

En esta ecuación, τ , L_t , S_t y C_t son los parámetros que nos dan la tasa de interés en el tiempo t con vencimiento en k periodos. Diebold y Li (2006) proponen fijar el valor de τ en el valor promedio observado en toda la muestra⁷ original, de manera que las tasas de interés puedan ser consideradas afines a los factores L_t , S_t y C_t . Por lo tanto, los valores de dichos factores se pueden recuperar como parámetros en una regresión MCO. Regresiones sucesivas en cada periodo nos dan las

⁶ La idea básica detrás de la estimación de Nelson y Siegel era obtener datos cupón cero de los rendimientos observados de bonos con diferentes cupones y vencimientos. Dentro de esta metodología existen dos supuestos: la suavidad de la curva de rendimiento y la convergencia hacia una tasa de interés a largo plazo.

⁷ Intentar estimar una τ conjuntamente con L_t , S_t y C_t produjo problemas de identificación no triviales, tal y como lo señalan Gimeno y Nave (2006).

series temporales de los parámetros L_t , S_t y C_t que se pueden considerar como factores que determinan la estructura temporal de las tasas de interés. L_t , es la tasa de interés a largo plazo (tanto forward como spot), S_t es el margen (diferencia entre la tasa de interés a largo y a corto plazo) mientras que C_t es una medida de la curvatura de la estructura temporal. Diebold y Li (2006) mostraron que los tres parámetros son necesarios para recuperar la estructura completa de la curva de rendimiento.⁸ Restringir los parámetros a sólo el nivel y el margen implicaría la pérdida de la información acerca de los cambios de corto plazo en las tasas de interés, que generalmente están ligadas a movimientos en las expectativas de inflación.

Por consiguiente, de forma similar a Ang, Bekaert y Wei (2006), nosotros definimos un modelo con cuatro factores, tres de ellos relacionados con la forma de la curva de rendimiento tal y como propusieron Diebold y Li (2006), mientras que el cuarto (tasa de inflación) está incluido para poder posteriormente descomponer la tasa de interés nominal. Además también imponemos condiciones de no arbitraje siguiendo el anexo 1, una característica idónea que Diebold y Li (2006) se saltaron:

$$(9) \quad X_t = \begin{bmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \\ \pi_t \end{bmatrix}.$$

Dado que todos los factores en (9) se determinan antes de la estimación del modelo *affine* –ecuaciones (1) y (2)–, no se requieren otras restricciones, aparte de (5) y (6) que aseguran no arbitraje y aversión al riesgo, en el modelo para la dinámica de X_t .⁹ Adicionalmente no se necesita el filtro de Kalman

⁸ De hecho, Diebold y Li (2006) mostraron que es posible proyectar estos factores adecuadamente por medio de ecuaciones VAR y obtener una buena proyección de la estructura temporal.

⁹ De hecho, al menos en el caso de España, encontramos una fuerte correlación entre valores pasados de inflación y valores reales de C_t , cuya interpretación podría ser que los movimientos inesperados en cuanto a inflación tengan un impacto en las expectativas a corto plazo de las tasas de interés determinado por C_t .

en tanto los valores iniciales para la estimación de máxima posibilidad se obtienen fácilmente con regresiones MCO (ver anexo 2).

3. Modelo de factor endógeno versus exógeno

Con el objetivo de estimar el modelo *affine* propuesto en la sección anterior, utilizamos tasas de interés nominales spot para la curva de rendimiento del gobierno español.¹⁰ Las series de tiempo de la tasa de interés consideradas en nuestro análisis van desde enero de 1991 hasta diciembre de 1998. El inicio de la muestra está determinado por la disponibilidad de datos, mientras que el término está dado por el ingreso a la Unión Monetaria Europea, y las tasas de interés nominales empezaron a ser conducidas por determinantes europeos. En el caso del modelo endógeno, seguimos a Ang, Bekaert y Wei (2006), y utilizamos una muestra de tasas de interés a tres meses, un año, tres años y cinco años plazo. En cambio, la estimación del modelo exógeno requiere el uso de tasas de interés consecutivas, por tanto, en este caso, los plazos incluidos en la muestra se extienden desde tasas de interés a un mes hasta tasas de interés a cinco años, lo que nos da 60 tasas de interés para cada uno de los meses considerados.

En el caso del modelo endógeno, el número de parámetros que se tienen que estimar junto con los factores latentes que deben recuperarse generalmente producen algunos problemas de identificación. Con el objeto de solucionar tales problemas, es usual establecer algunas restricciones al grupo de parámetros. Por ejemplo, los factores q y f están definidos para ser independientes mientras que los valores pasados de la inflación no afectan a ninguno de los factores latentes. La principal desventaja de este enfoque es la reducción en la flexibilidad del modelo lo que podría provocar algunas dificultades en la exactitud de la estructura temporal estimada.

¹⁰ Dichos datos han sido computados a partir de las estimaciones de la Curva de Rendimiento del Departamento Estadístico del Banco de España que coincide con el modelo de Nelson y Siegel (1987) de 1991 a 1996 y un modelo de Svensson (1994) desde 1996 (Núñez, 1996). Tal y como mostraron Gimeno y Nave (2006), el traslape de dos metodologías en la estimación de la curva de rendimiento no provocó ningún cambio relevante.

Además el filtro de Kalman requiere que la estimación se realice según el supuesto de que un número de rendimientos (equivalente al número de variables latentes) sea observado sin error, para poder recuperar los factores latentes no observados. Hemos descubierto que, al menos en el proceso de convergencia nominal español, los resultados son extremadamente sensibles a las tasas de interés seleccionadas como observadas sin error. Escogimos las tasas de interés a tres meses y a cinco años para tomar en cuenta ambos extremos de la curva de rendimiento.

Finalmente los resultados de la estimación del filtro de Kalman son extremadamente sensibles a los valores iniciales de los parámetros que se tienen que seleccionar arbitrariamente. Con el objeto de evitar, hasta cierto punto, este problema, hemos implementado un algoritmo genético (ver Gimeno y Nave, 2006) que excluye combinaciones de parámetros que crean estimaciones sin sentido (como tasas de interés reales o primas de riesgo consistentemente negativas y valores extremadamente altos de tasas de inflación). Esta metodología que es muy demandante en términos informáticos, produce una mejor optimización lo que permite la comparación de varios grupos de parámetros iniciales.

En contraste, en el modelo de factores exógenos la estimación paso a paso de las ecuaciones (1) y (2) (ver anexo 2) es un buen enfoque para los valores iniciales en la estimación conjunta de máxima verosimilitud para el modelo completo. La sensibilidad de los valores iniciales desaparece y los algoritmos genéticos tampoco son necesarios, reduciendo así el tiempo de cómputo.

El cuadro 1 muestra el error absoluto promedio tanto en los pronósticos de tasas de inflación como en el ajuste de las tasas de interés para ambos modelos (con factores endógenos y exógenos). Su bondad de ajuste difiere dependiendo de la ecuación considerada. El modelo VAR, ecuación (2), independientemente de la especificación considerada, puede capturar la información incluida en la estructura temporal acerca del curso futuro de las tasas de interés, dado que dichos modelos funcionan mejor que el ARIMA univariado. No obstante, no es posible establecer una clara preferencia entre ellos, aunque los pronósticos de horizonte más largo parecen ser

ligeramente mejores en el caso del modelo exógeno (ver gráfica V).

CUADRO 1. ERROR ABSOLUTO PROMEDIO EN LOS MODELOS ESTIMADOS (en porcentajes)

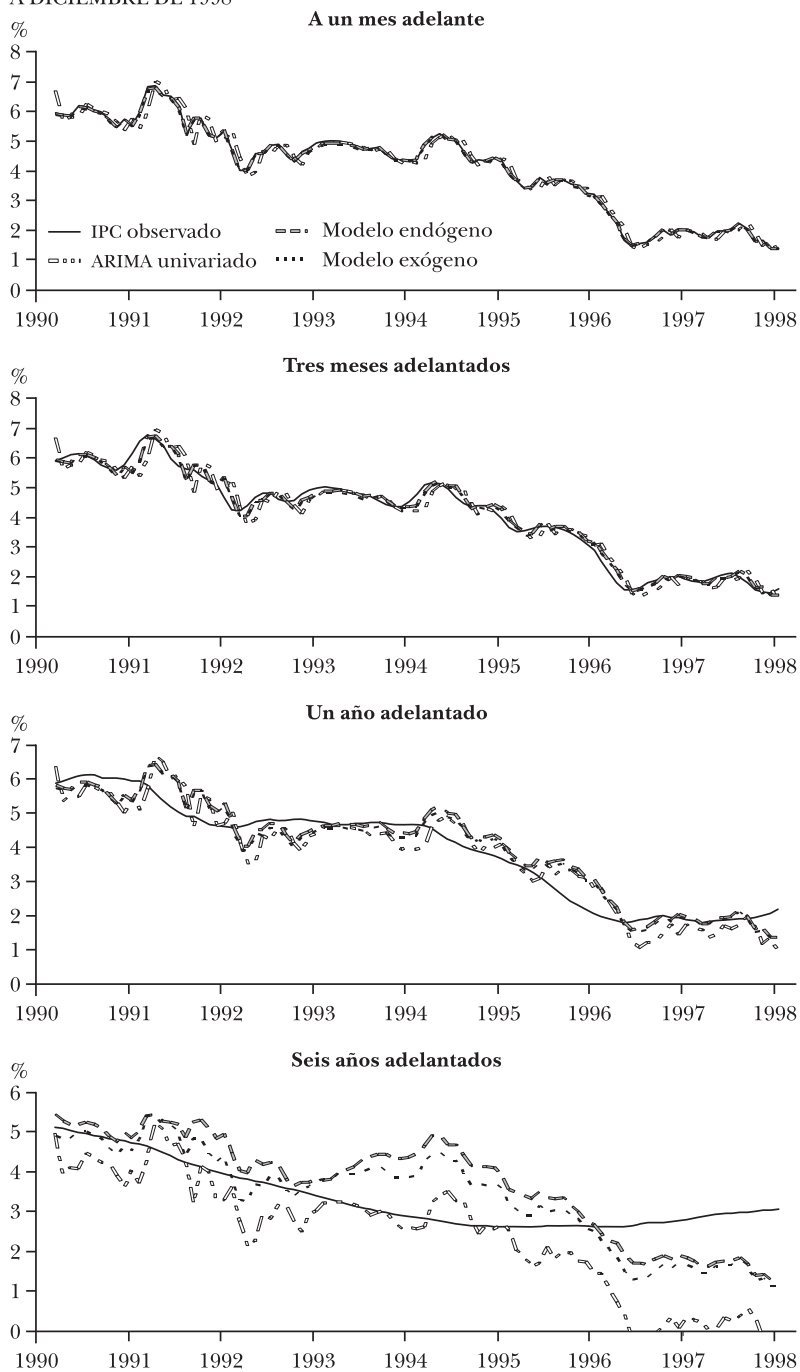
Tasa de inflación (error absoluto promedio)				
<i>Modelos</i>	<i>Un mes</i>	<i>Tres meses</i>	<i>Un año</i>	<i>Cinco años</i>
Modelo endógeno	0.016	0.158	0.378	0.978
Modelo exógeno	0.050	0.161	0.371	0.832
ARIMA univariado	0.075	0.277	0.462	1.131

Tasas de interés nominales (error absoluto promedio)				
	<i>Tres meses</i>	<i>Un año</i>	<i>Tres años</i>	<i>Cinco años</i>
Modelo endógeno	0.000	0.169	0.132	0.000
Modelo exógeno	0.019	0.023	0.014	0.021

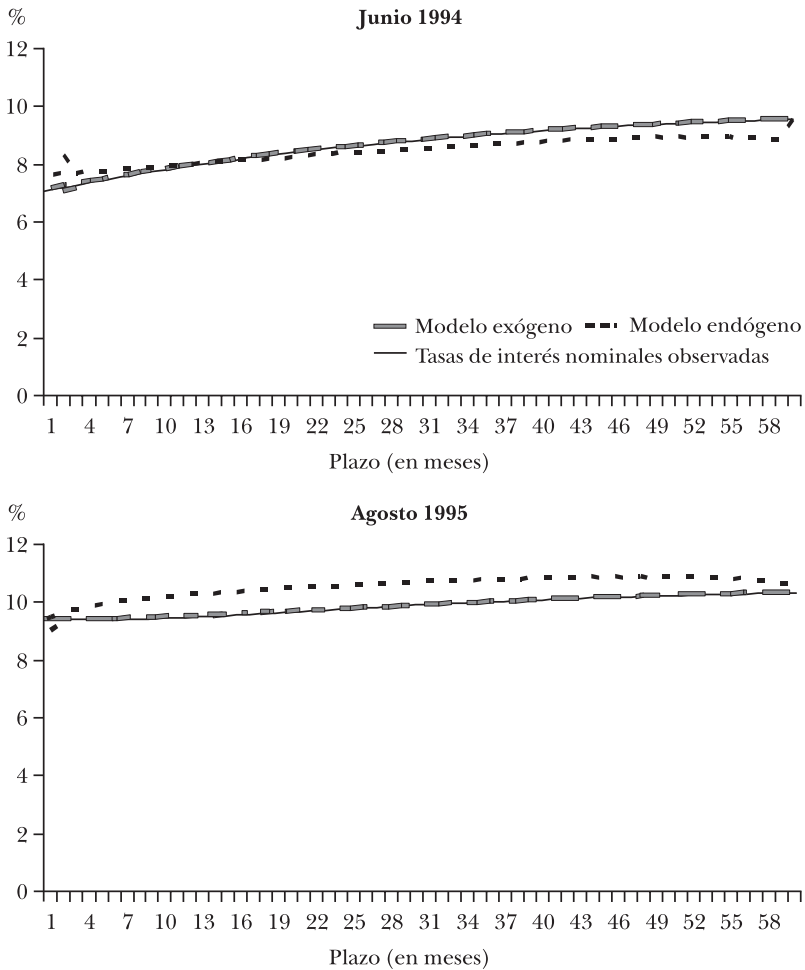
En el caso de la estructura temporal de las tasas de interés; ecuación (1), los resultados claramente favorecen al modelo con factores determinados de manera exógena. Tal y como se puede ver en el cuadro 1 y en la gráfica VI, el procedimiento de estimación del modelo de factores determinados endógenamente produce un ajuste perfecto en los términos considerados sin error (tres meses y cinco años en el producto presentado) pero conlleva una desventaja significativa, principalmente la falta de ajuste en los otros plazos. Esto se puede observar en la gráfica VI para dos periodos específicos, en los que el modelo con factores exógenos captura toda la estructura temporal, mientras que el componente no observado permite desviaciones significativas a lo largo de la curva de rendimiento. La gráfica VII también muestra la falta de ajuste del modelo de factor endógeno en la muestra.

Una de las razones detrás de estos problemas de ajuste es que en este modelo, aparte de la tasa de inflación nosotros sólo tenemos dos factores para capturar la estructura temporal mientras que, como ya fue resaltado por Litterman y Scheinkman (1991), se necesitan tres factores sin restricción para reproducir en forma precisa la curva de rendimiento. Diebold y Li (2006) sugirieron tomar los coeficientes estimados por la estructura de Nelson y Siegel (1987) (nivel, pendiente y curvatura) como estos tres factores. De hecho, podemos ver que los factores latentes en el modelo endógeno

GRÁFICA V. PRONÓSTICOS DE LA TASA DE INFLACIÓN, DICIEMBRE DE 1990-A DICIEMBRE DE 1998

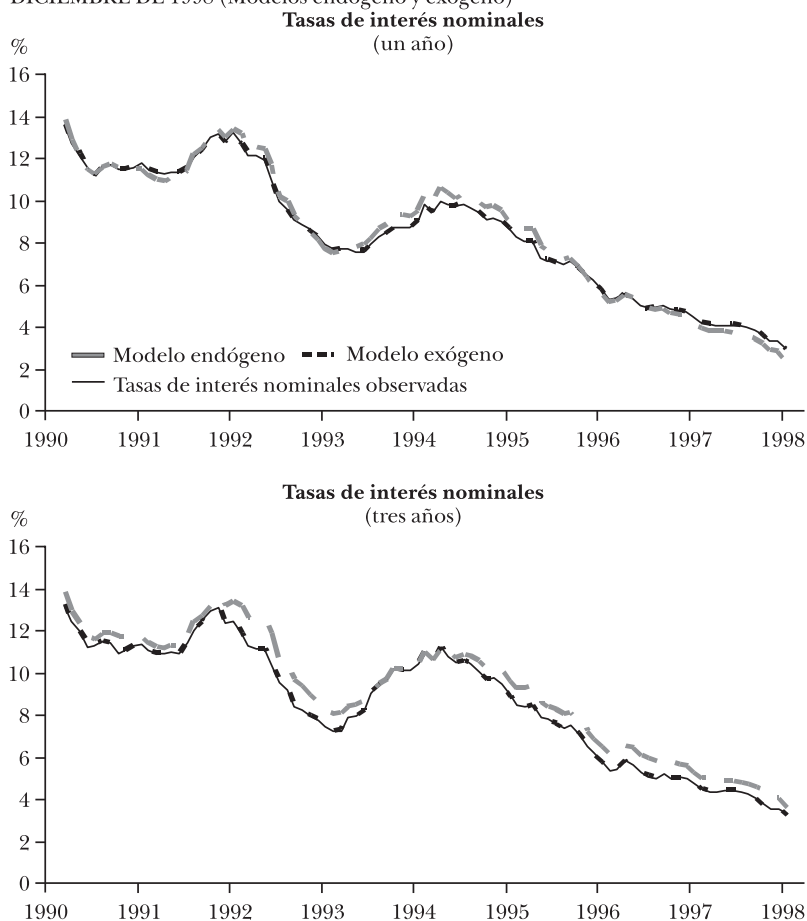


GRÁFICA VI. ESTRUCTURA TEMPORAL NOMINAL



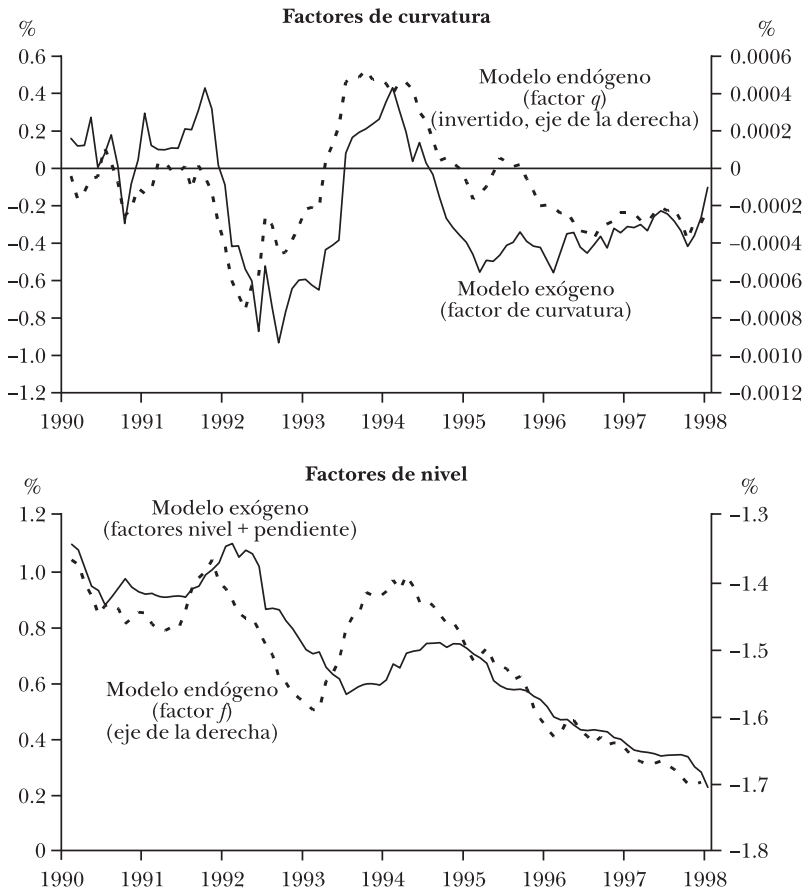
siguen patrones similares a los factores de Nelson y Siegel (ver gráfica VIII). El factor latente q corresponde perfectamente a la evolución del parámetro de curvatura mientras que el factor latente f parece ser una adición a los parámetros de nivel y de pendiente. Además para estimar el modelo endógeno fue necesario imponer algunas restricciones en el modelo VAR, ecuación (7) que implicaría que el factor ligado a la curvatura (q) no afecta las tasas de interés a largo plazo (aproximado por la evolución del factor f), mientras que ninguno de ellos tiene influencia de la inflación.

GRÁFICA VII. ESTIMACIÓN DE LA BONDAD DE AJUSTE, DICIEMBRE DE 1990 A DICIEMBRE DE 1998 (Modelos endógeno y exógeno)



Además de la falta de ajuste en el modelo de factor endógeno, los resultados con este marco variarán de forma significativa dependiendo de los plazos considerados como observados sin error, propiciando un problema importante de robustez. A pesar de que esto tiene consecuencias menores para las expectativas de inflación, las alteraciones en la estimación de la curva de rendimiento se reflejarán en una peor determinación tanto de las tasas reales libres de riesgo como de las primas de riesgo.

Por lo tanto, aunque el modelo de factor endógeno haya sido utilizado anteriormente en la literatura en la descomposición

GRÁFICA VIII. DINÁMICA DE LOS FACTORES *AFFINE*, DICIEMBRE DE 1990 A DICIEMBRE DE 1998

de las tasas de interés nominales, hemos encontrado que, al menos en un escenario de convergencia nominal, los resultados parecen ser extremadamente sensibles a los parámetros iniciales, la bondad de ajuste de la curva de rendimiento no fue satisfactoria y parece ser un problema de robustez con los plazos considerados como observados sin error.¹¹ En este sentido nos enfocaremos en la descomposición del modelo

¹¹ La magnitud de este problema puede estar relacionada con el quiebre estructural implícito en la economía española. A este respecto, cualitativamente obtuvimos los mismos resultados con el modelo de régimen de cambio de Markov que permite un régimen diferente en la constante y la varianza de la ecuación (2).

de factor exógeno puesto que éste supera la mayoría de los problemas citados y produce un ajuste satisfactorio para toda la estructura de la curva de rendimiento.

IV. DESCOMPOSICIÓN DE TASA DE INTERÉS NOMINAL

1. Metodología

Una vez que se ha estimado un modelo *affine* representado por las ecuaciones (1), (2) y (4), es posible descomponer las tasas de interés nominales del periodo k ($y_{t,t+k}$) en tasas reales libres de riesgo ($r_{t,t+k}$), expectativas de inflación ($E_t[\pi_{t,t+k}]$) y prima de riesgo (indicada por $\gamma_{t,t+k}$), de acuerdo con la ecuación (10):

$$(10) \quad y_{t,t+k} = r_{t,t+k} + E_t[\pi_{t,t+k}] + \gamma_{t,t+k}.$$

Por lo tanto, las tasas reales libres de riesgo ($r_{t,t+k}$) se pueden obtener sustrayendo las expectativas de inflación y las primas de riesgo de las tasas de interés nominales estimadas.

En primer lugar, las expectativas de inflación se obtienen de la ecuación VAR (2). De hecho, puesto que el vector X_t incluye inflación (π_t), las expectativas en esta variable se pueden recuperar de proyecciones de la dinámica en los factores *affine* de la ecuación de VAR (2).

$$(11) \quad E_t[X_{t+h}] = (1 + \Phi + \Phi^2 + \dots + \Phi^{h-1})\mu + \Phi^h X_t.$$

La descomposición de la tasa de interés nominal a largo plazo en la ecuación (10) requiere la inflación esperada promedio para el periodo agregado entre t y $t+k$ ($E_t[\pi_{t,t+k}]$), que se podría recuperar integrando los valores de pronóstico de la inflación de la ecuación (11) para periodos consecutivos entre t y $t+k$ ($E_t[\pi_{t+h,t+h+1}]$).

En segundo lugar, las primas de riesgo están estimadas como la diferencia entre las tasas de interés nominales y su contraparte libre de riesgo. Tal y como se estipuló en la sección III.1 la prima de riesgo aparece como una consecuencia de la aversión al riesgo del inversionista (ver anexo 1). Este factor sólo refleja la existencia de incertidumbre en el valor futuro de los factores *affine* impulsados por alteraciones ε_t de

la ecuación de VAR. Si los inversionistas fueran indiferentes al riesgo, no se necesitaría una prima de riesgo para compensarlos por la incertidumbre de mantener activos con vencimientos mayores en vez de menores. En tal marco, las fórmulas recursivas del anexo 1.2 serían aplicadas en lugar de las del anexo 1.1. Esto equivale a asumir que el precio de riesgo es cero ($\lambda_t = 0$) durante el periodo considerado (Ang y Piazzesi, 2004). En consecuencia, podemos definir tasas libres de riesgo $\tilde{y}_{t,t+k}$ como las tasas de interés obtenidas de la ecuación *affine* (13):

$$(13) \quad \tilde{y}_{t,t+k} = \frac{-1}{k} (\tilde{A}_k + \tilde{B}'_k X_t),$$

en donde los parámetros \tilde{A}_k y \tilde{B}'_k son equivalentes a los de la ecuación (1) pero asumiendo precios nulos de riesgo (anexo 1.2). Las diferencias entre las tasas nominales estimadas y las tasas de riesgo neutral nominales estimadas serán la consecuencia de la introducción de la aversión al riesgo y se pueden considerar como una compensación de riesgo (prima de riesgo).

$$(14) \quad \gamma_{t,t+k} = y_{t,t+k} - \tilde{y}_{t,t+k}$$

La prima de riesgo ($\gamma_{t,t+k}$), definida por la ecuación (14), aumentará en el plazo considerado tal y como lo implica la construcción del modelo *affine* (ver anexo 1) y variará con el tiempo (regida por el precio de riesgo de la ecuación 4).

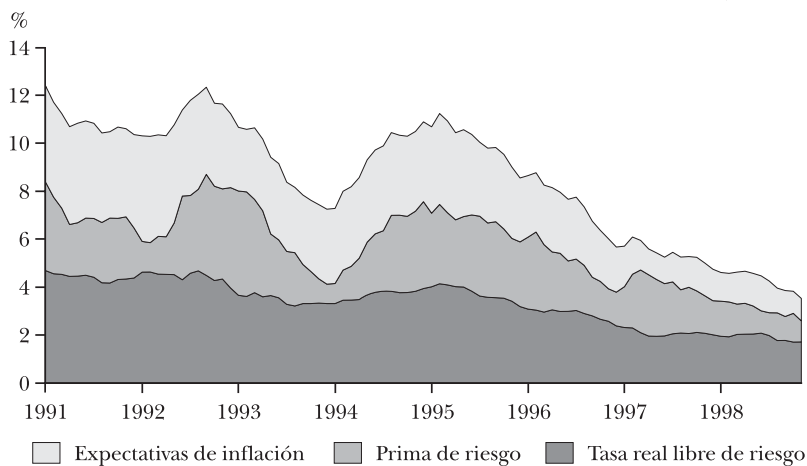
2. Resultados

De la ecuación (10) en la sección anterior es fácil ver que una vez que las tasas de interés nominales han sido despojadas tanto de las expectativas de inflación como de las primas de riesgo, las tasas reales libres de riesgo serán entonces el valor restante.¹² Dicha descomposición se representa en la gráfica

¹² Ang, Bekaert y Wei (2006) proponen un enfoque alternativo a la descomposición de las tasas reales de interés basado en las restricciones impuestas en su modelo VAR, ecuación (7), que implica que las tasas de inflación se ven afectadas por valores pasados de factores latentes, pero no al revés. Esto les permite asignar toda la incertidumbre acerca de los factores latentes a su propio pasado y no está vinculada con la inflación, permitiendo que las tasas reales retengan alguna parte de la prima de riesgo no

IX en donde el curso de la inflación esperada para los siguientes cinco años y la prima de riesgo asociada con la incertidumbre acerca de los cambios de la estructura temporal en este periodo son eliminados de las tasas de interés nominales a cinco años.

GRÁFICA IX. DESCOMPOSICIÓN DE LA TASA DE INTERÉS A CINCO AÑOS, 1991-98

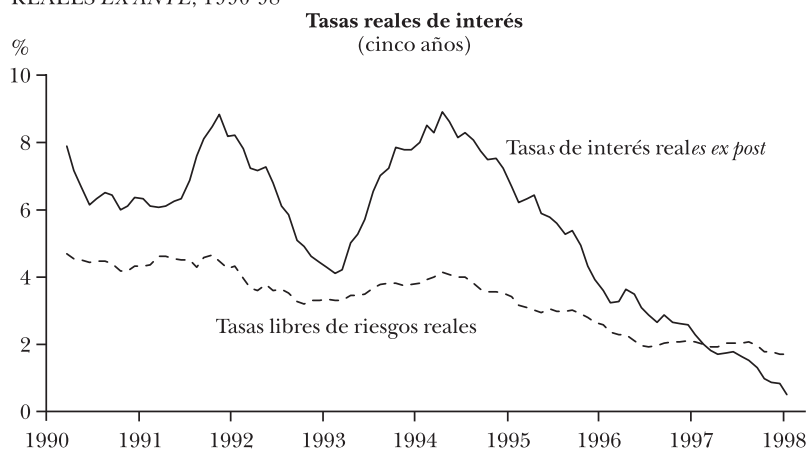


Tal y como se puede ver, la mayor parte de la disminución de las tasas de interés nominales provino de la reducción en las expectativas de inflación y una disminución ulterior de las primas de riesgo, mientras que las tasas de interés reales cayeron por menos de 3 pp durante el periodo de muestra. La magnitud de esta reducción en las tasas reales de interés libres de riesgo es consistente con los descubrimientos de Blanco y Restoy (2007), en el sentido de que la evolución de

relacionada con las expectativas de inflación. Sin embargo, dicha descomposición sólo es posible cuando los factores de la estructura temporal están latentes, de manera que pueden ser transformados arbitrariamente para cumplir con la ecuación (7). En el caso de los factores exógenos, esto ya no es posible y la estructura de las dinámicas de factor se debe definir de forma más general –como en la ecuación (2). Es por tanto posible que cualquier factor afecte el comportamiento futuro de los otros, lo que hace imposible asignar una variable aleatoria específica como la incertidumbre sobre las tasas de inflación. De hecho, en el caso español, el parámetro de curvatura está estrechamente relacionado con las expectativas de inflación, siendo tanto la curvatura como la inflación responsables de la mayoría de los movimientos en la prima de riesgo.

variables macro y financieras en la economía española durante este periodo no respaldó una reducción en el costo de capital similar al sugerido por la caída de 6.7 pp (gráfica X) de las tasas reales de interés *ex post*. Además, los resultados de las tasas reales de interés obtenidos con este modelo están en línea con los obtenidos para otros países y metodologías (Lau-bach y Williams (2003), Manrique y Marqués (2004), Cuaresma, *et al.* (2004) entre otros).

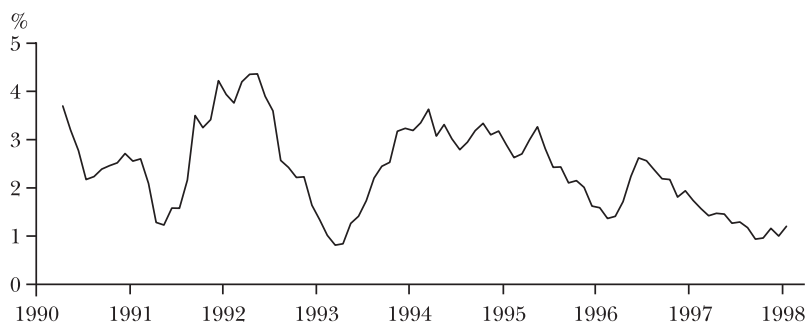
GRÁFICA X. TASA DE INTERÉS REAL *EX POST* VS. TASAS LIBRES DE RIESGO REALES *EX ANTE*, 1990-98



La mayoría de la volatilidad en las tasas reales de interés *ex post* es de hecho capturada por la prima de riesgo estimada (ver gráfica XI para la prima de riesgo estimada a cinco años). Tal y como se puede ver, dicha magnitud tuvo amplia volatilidad en el periodo considerado y, de hecho, fue responsable de una considerable parte de los movimientos de la tasa de interés nominal. En realidad, el aumento mayor en la prima de riesgo ocurrió en periodos de debilidad de la moneda española y podría estar relacionado con la incertidumbre del mercado con respecto a las tasas de interés e inflación futuras en caso de devaluación. A partir de mediados de los noventa esta incertidumbre se desvaneció debido al hecho que se hizo cada vez más claro que España entraría a la zona del euro¹³ a finales de 1998.

¹³ En este sentido, es posible considerar la estimación de la prima de riesgo como un indicador de mercado de la credibilidad de un país que

GRÁFICA XI. PRIMA DE RIESGO PARA CINCO AÑOS PLAZO, DICIEMBRE DE 1990 A DICIEMBRE DE 1998

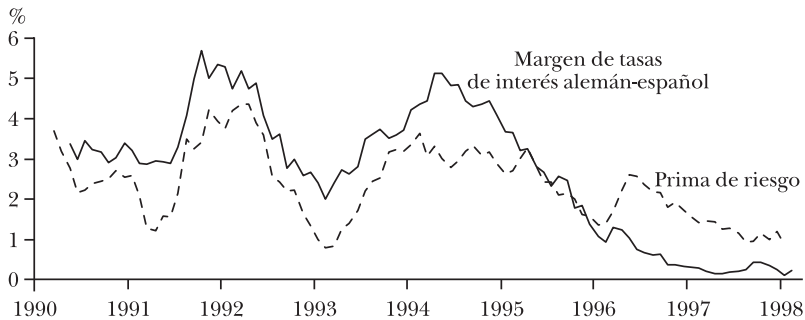


Efectivamente si comparamos (gráfica XII) la prima de riesgo estimada con el margen entre el rendimiento del bono español y el bund alemán de referencia, podremos ver que no solo la magnitud de la prima de riesgo coincide con el margen sino que la evolución también es muy similar. Este resultado está en línea con la intuición de que en un proceso de convergencia nominal hacia una unión monetaria los cambios en el margen estarían estrechamente ligados a las probabilidades asignadas al ingreso a la UEM. En efecto durante este periodo algunos profesionales usaron el margen para extraer las probabilidades de ingreso a la UEM (ver Bates, 1999). Es fácil ver que al final de la década ambas variables tienden a diferir, lo que señala un cambio en el vínculo entre la estructura temporal y el IPC español con el índice europeo, una vez que quedó claro que España iba a ingresar a la UEM.¹⁴

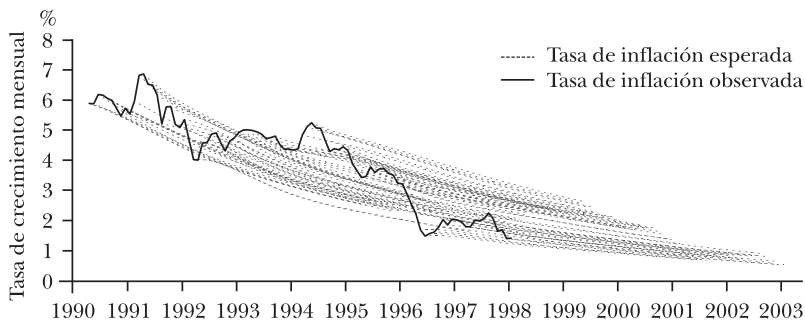
Finalmente en el caso del IPC, las proyecciones obtenidas para diferentes periodos con la ecuación (11) se presentan en la gráfica XIII (líneas punteadas) y comparado con el IPC observado (línea continua). Tal y como se puede ver, en promedio las sendas de los pronósticos de inflación son similares a los de la inflación observada. Aunque las diferencias entre los datos proyectados y los verdaderos aumenta con el horizonte de predicción, dichas diferencias son menores a las obtenidas mediante un ARIMA univariado (cuadro 1).

está ingresando a una unión monetaria importante.

¹⁴ Se podría aplicar más investigación valiosa al modelo presentado aquí para el IPC y las tasas de interés europeas a fin de verificar el efecto de las tasas de interés a corto plazo sobre las expectativas de inflación y la proyección de estructura temporal posible en el IPC.

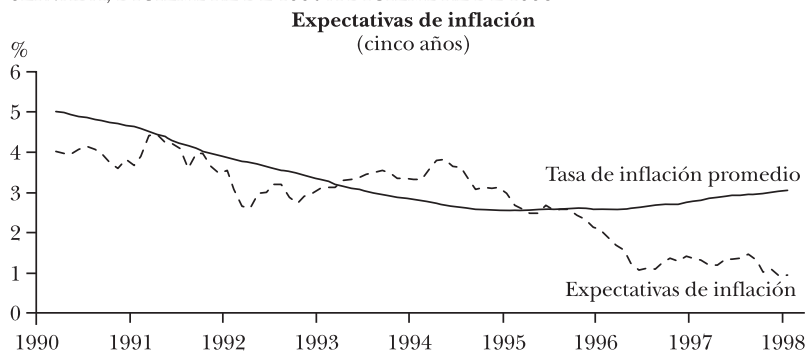
GRÁFICA XII. COMPARACIÓN DE LA PRIMA DE RIESGO A CINCO AÑOS Y EL MARGEN ALEMÁN-ESPAÑOL, DICIEMBRE DE 1990 A DICIEMBRE DE 1998

No obstante, si comparamos la inflación observada y la proyección de cinco años del IPC, de acuerdo con la ecuación (12), tal y como se muestra en la gráfica XIV, podemos encontrar periodos con expectativas de inflación que fueron persistentemente mayores que los valores reales finales (por ejemplo, 1994-1995), lo que produjo una divergencia entre las tasas de interés *ex ante* y *ex post*. Estas diferencias estuvieron en línea con cierta inquietud acerca del ingreso de España a la UEM que pudo haber afectado las expectativas de inflación así como la prima de riesgo asociada y se hubiera reflejado en la evolución de la estructura temporal.

GRÁFICA XIII. PROYECCIONES DE INFLACIÓN, DICIEMBRE DE 1990 A DICIEMBRE DE 1998

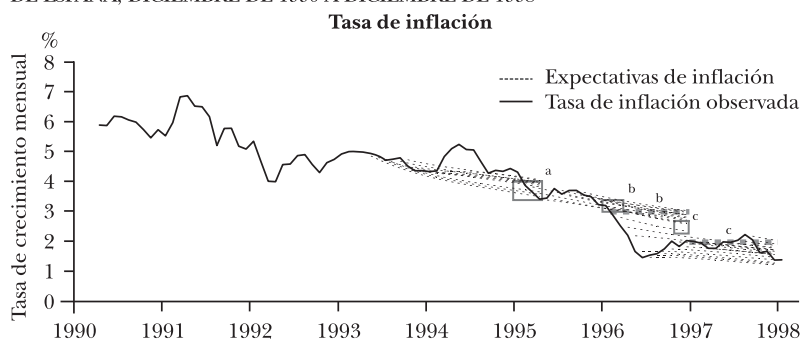
De hecho, el contenido de la información en los mercados de ingreso fijo acerca del IPC a través de la estructura temporal encontrado con este modelo destaca la credibilidad otorgada por el mercado a las metas de inflación publicadas por el Banco de España durante este periodo en su informe de inflación. En la gráfica XV las metas de inflación fijadas por el

GRÁFICA XIV. EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN VS. INFLACIÓN PROMEDIO OBSERVADA, DICIEMBRE DE 1990 A DICIEMBRE DE 1998



Banco de España (representados por el cuadrado gris y las líneas punteadas) son comparados con las proyecciones de mercado implicadas por la estructura temporal y obtenidas con la ecuación (11), indicando así una estrecha relación entre ellas.

GRÁFICA XV. METAS DE INFLACIÓN Y PROYECCIONES DEL MODELO DEL BANCO DE ESPAÑA, DICIEMBRE DE 1990 A DICIEMBRE DE 1998



NOTAS: ^a IPC objetivo entre 3.5% y 4.1% al inicio de 1996. (*Economic Bulletin*, Banco de España, p. 13. Dic. 1994). ^b IPC objetivo cercano a 3% al inicio de 1997 y por debajo de este durante el año. (*Economic Bulletin*, Banco de España, p. 12. Dic. 1995). ^c IPC objetivo alrededor de 2.5% al final de 1997 y cercano a 2% en 1998. (*Economic Bulletin*, Banco de España, p. 12. Dic. 1996).

3. ¿Son sólidos los resultados para el cambio de régimen?

Algunos estudios, como los de Ang, Bekaert y Wei (2006), incluyen un cambio de régimen en su modelo, que afecta tanto el nivel de las variables *affine* (la deriva en la ecuación 2) como la prima de riesgo (mediante la matriz Σ , o el precio de

la ecuación de riesgo). En este sentido Ang, Bekaert y Wei (2006) consideran dos regímenes con el objeto de tomar en cuenta diferencias en la estrategia de política monetaria y las diferentes posiciones cíclicas. El mismo enfoque podría ser de interés en el caso español como una posible forma de capturar el proceso de convergencia nominal que concluyó al ingresar a la UEM.

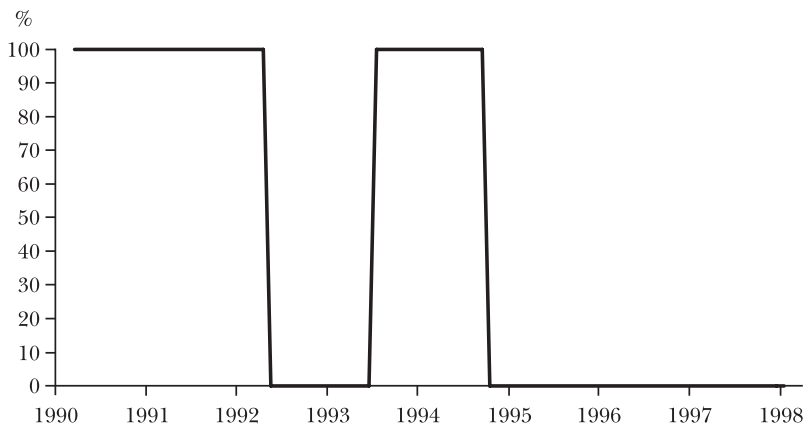
Con el objetivo de implementar un cambio de régimen de Markov en nuestro modelo consideramos dos estados diferentes (s_t) que, en teoría, se podrían vincular o no a la convergencia hacia la UEM. Estos dos regímenes estarían asociados con dos estados para las derivas $\mu(s_t)$ en la ecuación (2) dando cabida a diferentes expectativas de inflación dependiendo del estado, así como dos diferentes vectores de constantes $\lambda_0(s_t)$ para que el precio del riesgo [ecuación (4)] justifique diferentes estimaciones de la incertidumbre.

$$(15) \quad X_t = \mu(s_t) + \Phi X_{t-1} + \Sigma \varepsilon_t,$$

$$(16) \quad \lambda_t = \lambda_0(s_t) + \lambda_1 X_t.$$

Por lo tanto, se identificaron dos regímenes, uno de ellos de inflación baja. Como se puede ver en la gráfica XVI, el régimen de inflación alta parece ser el más probable a inicios de los años noventa y en 1995. Ambos episodios se caracterizaron por turbulencia monetaria y serias dudas de mercado con

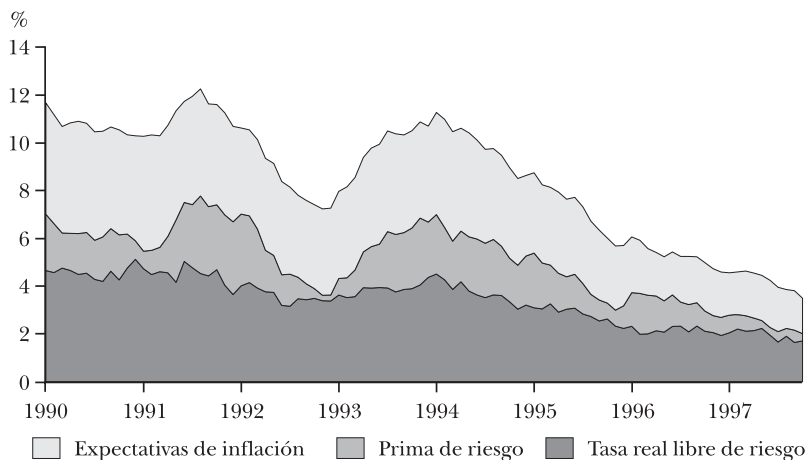
GRÁFICA XVI. PROBABILIDAD DE UN RÉGIMEN DE ALTA INFLACIÓN, DICIEMBRE DE 1990 A DICIEMBRE DE 1998



respecto al cumplimiento español de los criterios de Maastricht y el ingreso a la UEM.

Los resultados del modelo de cambio de régimen se destacan en la gráfica XVII, que evidencia la descomposición de la tasa de interés nominal, similar a la presentada en la sección anterior para el modelo con un solo régimen. Ligeras diferencias entre ambos modelos se reflejan en un cambio entre las expectativas de inflación y las primas de riesgo. La aparición de un segundo estado de inflación más alta aumenta tanto las expectativas globales como la compensación dada en las tasas de interés nominales. Pero este aumento implica que las expectativas de IPC reflejan la posibilidad de un régimen de inflación más alto, reduciendo el riesgo de alza y aumentando el de la baja, por lo que este aumento está balanceado por una reducción de la misma intensidad en la prima de riesgo.

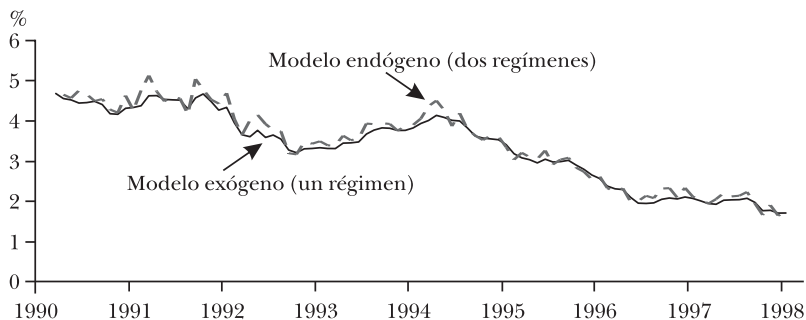
GRÁFICA XVII. DESCOMPOSICIÓN DE LAS TASAS DE INTERÉS A CINCO AÑOS. MODELO DE CAMBIO DE RÉGIMEN, 1990-98



Al respecto, tal y como se ve en la gráfica XVIII, las tasas reales libres de riesgo parecen no verse afectadas por la introducción de un cambio de régimen, dando a las dos estimaciones una ruta similar para las tasas reales libres de riesgo. De hecho, la intensidad de la caída en las tasas de interés es independiente del uso y no del cambio de régimen de Markov (cuadro 2) y la transición en las tasas reales libres de riesgo producida por el proceso de convergencia de los años

noventa puede ser explicada a cabalidad por nuestro modelo sin necesidad de agregar cambio de régimen.

GRÁFICA XVIII. TASAS DE INTERÉS LIBRES DE RIESGO REALES (CINCO AÑOS PLAZO). UN RÉGIMEN VS. DOS RÉGIMENES, DICIEMBRE DE 1990 A DICIEMBRE DE 1998



CUADRO 2. COMPARACIÓN DEL MODELO CON Y SIN EL CAMBIO DE RÉGIMEN DE MARKOV

	Tasa de interés promedio (%)	Desviación estándar (%)	Diferencia (mar de 1991-dic de 1998) (%)
Tasa real libre de riesgo	3.32	0.92	2.85
Tasa real libre de riesgo (cambio de régimen)	3.42	0.97	2.89

V. CONCLUSIONES

En este documento analizamos la descomposición de las tasas de interés nominales para España con una metodología de modelo *affine* que solo impone aversión al riesgo y sin oportunidades de arbitraje a lo largo de la curva de rendimiento. Nosotros proponemos el uso de factores determinados exógenamente basados en la estimación de la curva de rendimiento de cupón cero y comparamos los resultados con los factores estándar determinados endógenamente por medio de un filtro de Kalman. Nuestros resultados sugieren que los factores determinados en forma exógena relacionados con la estimación de la curva de cupón cero exhiben las mejores propiedades en términos de robustez, ajuste e interpretación económica de los resultados.

La descomposición de la tasa de interés obtenida para España señala una reducción de la tasa de interés real libre de riesgo de menos de 3 pp durante los años noventa, un número sustancialmente menor que la reducción de la tasa de interés real *ex post* y la reducción previamente encontrada en la literatura con otras metodologías. Esta magnitud parece cercana a lo observado en otros países y refleja el hecho de que la mayoría de la reducción en las tasas de interés nominales durante la década puede atribuirse a una reducción en las primas de riesgo y a la convergencia de las expectativas de inflación hacia los valores europeos.

Por lo tanto, este tipo de factores determinados exógenamente, que han sido utilizados previamente en la literatura relacionada con el pronóstico de la estructura temporal, parecen ser más apropiados para obtener la descomposición de las tasas de interés en un escenario de convergencia nominal similar al ingreso de España a la UEM. En este sentido, esta metodología podría ser de interés especial para dar seguimiento al proceso actual experimentado por otros países en fase de ingreso a la Unión Monetaria.

Anexo 1

Expresión recursiva de parámetros de estructura temporal

1. Condiciones de aversión al riesgo y de no arbitraje

Una condición de no arbitraje garantiza la existencia de una medida de riesgo neutral (indicada como Q) que permite que las tasas de interés se puedan expresar en términos de resultados futuros de la estructura temporal:

$$(A.1) \quad e^{A_{k+1} + B_{k+1}^i X_t} = E_t^Q \left[e^{A_i + B_i^i X_t} e^{A_k + B_k^i X_{t+1}} \right].$$

Las medidas de riesgo neutral (Q) generalmente son convertidas a probabilidades naturales usando la derivada de Radon-Nikodym como en Ang y Piazzesi (2003), indicada como ξ_t :

$$(A.2) \quad e^{A_{k+1}+B'_{k+1}X_t} = E_t \left[e^{A_k+B'_k X_t} e^{A_k+B'_k X_{t+1}} \frac{\xi_{t+1}}{\xi_t} \right].$$

Generalmente, se asume que ξ_t en la ecuación (A.2) sigue un proceso log normal:

$$(A.3) \quad \xi_{t+1} = \xi_t e^{\left(\frac{1}{2} \lambda'_t \lambda_t - \lambda'_t \varepsilon_{t+1} \right)},$$

donde λ_t es un vector que varía con el tiempo que incorpora el concepto de aversión al riesgo en el marco de valoración. La primera parte del exponente ($\lambda_t \lambda_t$) es el componente de convexidad Jensen que garantiza que $E_t \left[\frac{\xi_{t+1}}{\xi_t} \right] = 1$, mientras que en el segundo, λ_t multiplica el vector de perturbación ε_{t+1} , escalando la incertidumbre en las variables aleatorias. Este segundo plazo es responsable de la introducción de la prima de riesgo en el marco de valoración, por medio del cual se puede considerar a λ_t como un precio de riesgo. Las primas de riesgo que varían con el tiempo (Bekaert y Hodrick, 2001) serán la consecuencia de cambios en este precio de riesgo que se modela asumiendo que sea también *affine* a los mismos factores X_t ,

$$(A.4) \quad \lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t.$$

Finalmente, sustituyendo (A.3) en (A.2), llegamos a una condición de no arbitraje modificada que ahora toma en cuenta la aversión al riesgo del inversionista:

$$(A.5) \quad e^{A_{k+1}+B'_{k+1}X_t} = E_t \left[e^{A_k+B'_k X_t} e^{A_k+B'_k X_{t+1}} e^{-\frac{1}{2} \lambda'_t \lambda_t - \lambda'_t \varepsilon_{t+1}} \right].$$

Sólo X_{t+1} y ε_{t+1} de la expresión (A.5) no son todavía conocidas en el periodo t , mientras que los otros términos en los exponentes se pueden extraer del operador de expectativas:

$$(A.6) \quad e^{A_{k+1}+B'_{k+1}X_t} = e^{A_1+A_k+B'_k X_t - \frac{1}{2} \lambda'_t \lambda_t} E_t \left[e^{B'_k X_{t+1} - \lambda'_t \varepsilon_{t+1}} \right].$$

No obstante, el vector X_{t+1} se puede proyectar usando la ecuación de VAR (2):

$$(A.7) \quad e^{A_{k+1}+B'_{k+1}X_t} = e^{A_1+A_k+B'_k X_t + B'_k \mu + B'_k \Phi X_t - \frac{1}{2} \lambda'_t \lambda_t} E_t \left[e^{(B'_k \Sigma - \lambda'_t) \varepsilon_{t+1}} \right].$$

El exponente que se deja en el operador de expectativas de

la expresión (A.7) se resuelve tomando en cuenta la desigualdad de Jensen:

$$(A.8) \quad e^{A_{k+1}+B'_{k+1}X_t} = e^{A_1+A_k+B'_k\mu+\frac{1}{2}B'_k\Sigma\Sigma'B'_k+(B'_1+B'_k\Phi)X_t+B'_k\Sigma\lambda_t}$$

Finalmente, al reemplazar el precio de riesgo λ_t en (A.8) por su definición (ecuación, A.4), llegamos a la expresión (A.9):

$$(A.9) \quad e^{A_{k+1}+B'_{k+1}X_t} = e^{A_1+A_k+B'_k\mu+\frac{1}{2}B'_k\Sigma\Sigma'B'_k+(B'_1+B'_k\Phi)X_t+B'_k\Sigma(\lambda_0+\lambda_1X_t)}$$

Esta última expresión nos permite recuperar la expresión recurrente de los coeficientes A_{k+1} y B'_{k+1} en la representación *affine* como una función de los plazos más cortos:

$$(A.10) \quad A_{k+1} = A_1 + A_k + B'_k\mu - B'_k\Sigma\lambda_0 + \frac{1}{2}B'_k\Sigma\Sigma'B'_k,$$

$$(A.11) \quad B'_{k+1} = B'_1 + B'_k\Phi - B'_k\Sigma\lambda_1.$$

2. Valoración sin compensación de riesgo

El marco de valoración de neutralidad de riesgo utilizado en (A.1) nos permitió incorporar la prima de riesgo a la estructura temporal. Con el objeto de recuperar las tasas libres de riesgo debemos considerar un marco en el que los agentes no estén preocupados por el riesgo, de manera tal que las expectativas derivadas de la condición de no arbitraje sean evaluadas según una medida natural:

$$(B.1) \quad e^{\tilde{A}_{k+1}+\tilde{B}'_{k+1}X_t} = E_t \left[e^{\tilde{A}_1+\tilde{B}'_1X_t} e^{\tilde{A}_k+\tilde{B}'_kX_{t+1}} \right],$$

en donde \tilde{A}_j y \tilde{B}'_j son los coeficientes de la ecuación (1) que cumple las condiciones de no arbitraje. Con el mismo razonamiento del anexo 1.1, reemplazando X_{t+1} por su pronóstico y aplicando la desigualdad de Jensen para resolver el operador de expectativas llegamos a la expresión (B.2):

$$(B.2) \quad e^{\tilde{A}_{k+1}+\tilde{B}'_{k+1}X_t} = e^{\tilde{A}_1+\tilde{A}_k+\tilde{B}'_k\mu+\frac{1}{2}\tilde{B}'_k\Sigma\Sigma'\tilde{B}_k+(\tilde{B}'_1+\tilde{B}'_k\Phi)X_t}$$

Como se puede ver, la expresión (B.2) es equivalente a (A.8), siendo la única diferencia que una vez que se evita la

aversión al riesgo el término $B'_k \Sigma \lambda_t$ ya no es necesario. De hecho, este era el término que agregó una prima de riesgo para cada periodo extra de inversión. Un individuo de riesgo neutral tendría un precio de riesgo nulo, con ambas expresiones que resultan equivalentes. Con este supuesto, la expresión recurrente de la estructura temporal sería ahora:

$$(B.3) \quad \tilde{A}_{k+1} = \tilde{A}_1 + \tilde{A}_k + \tilde{B}'_k \mu + \frac{1}{2} \tilde{B}'_k \Sigma \Sigma' \tilde{B}_k$$

$$(B.4) \quad \tilde{B}_{k+1} = \tilde{B}'_1 + \tilde{B}'_k \Phi$$

Anexo 2

Estimación del modelo exógeno

Previo a la estimación del modelo *affine* tenemos que determinar los factores relacionados con la estructura temporal. De acuerdo con Diebold y Li (2006), nosotros utilizamos la fórmula de la estructura temporal de Nelson y Siegel (1987):

$$(C.1) \quad y_{t,t+k} = L_t + S_t \frac{1 - e^{-k/\tau}}{k/\tau} + C_t \left(\frac{1 - e^{-k/\tau}}{k/\tau} - e^{-k/\tau} \right)$$

Diebold y Li (2006) fijaron el valor de τ para que sea el promedio en toda la muestra. Una vez que τ es constante, la ecuación (C.1) se puede estimar por MCO para cada periodo, haciendo una regresión de las tasas de interés para diferentes plazos (k) contra la matriz Z_i :

$$(C.2) \quad Z_k = \begin{bmatrix} 1 & \frac{1 - e^{-k/\tau}}{k/\tau} & \frac{1 - e^{-k/\tau}}{k/\tau} - e^{-k/\tau} \end{bmatrix}$$

Una vez que se han estimado L_t , S_t y C_t como los parámetros de estas regresiones para cada periodo, se les puede usar como factores para el modelo *affine*. Como el X_t está completamente determinado, ya no se requiere del filtro de Kalman o alguno similar. De hecho, ahora es bastante fácil recuperar los valores iniciales de los parámetros mediante las estimaciones MCO en tres pasos.

Como el vector X_t está determinado exógenamente, podemos

estimar la ecuación de VAR mediante MCO que permite obtener los valores iniciales de μ , Φ y Σ :

$$(C.3) \quad X_t = \mu + \Phi X_{t-1} + \Sigma \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, I)$$

También podemos usar el vector X_t para hacer una regresión del mismo contra las tasas de interés nominales para diferentes plazos utilizando la ecuación de estructura temporal con el objeto de estimar los valores consecutivos de A_k y B'_k :

$$(C.4) \quad -k \cdot y_{t,t+k} = A_k + B'_k X_t + u_{t,t+k} \quad u_t \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Finalmente con el objetivo de incorporar la condición de no arbitraje y la aversión al riesgo vamos más allá de Diebold y Li (2006) y usamos las estimaciones de \hat{A}_k y \hat{B}'_k para hacer una regresión de los mismos contra valores de plazos menores, reacomodando las ecuaciones (5) y (6). Una vez que tenemos valores tentativos de (C.3) y (C.4), las ecuaciones (5) y (6) se convierten en:

$$(C.5) \quad (\hat{A}_{k+1} - \hat{A}_k) - \hat{A}_1 - \hat{B}'_k \mu - \frac{1}{2} \hat{B}'_k \Sigma \Sigma' \hat{B}_k = -\hat{B}'_k \Sigma \lambda_0$$

$$(C.6) \quad (\hat{B}'_{k+1} - \hat{B}'_k \Phi) - \hat{B}'_1 = -\hat{B}'_k \Sigma \lambda_1$$

Las ecuaciones (C.5) y (C.6) son lineales con respecto a λ_0 y λ_1 , y por lo tanto, estos parámetros también pueden ser estimados con MCO.

Una vez que hemos estimado las ecuaciones (C.3), (C.4), (C.5) y (C.6) por separado, tenemos valores iniciales tentativos del modelo *affine* que dan cabida a un cómputo rápido de la estimación conjunta de máxima verosimilitud del modelo *affine* dada por:

$$y_{t,t+k} = \frac{-1}{k} (A_k + B'_k X_t) + u_{t,t+k} \quad u_t \sim N(0, \sigma^2 I)$$

$$X_t = \mu + \Phi X_{t-1} + \Sigma \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, I)$$

sujeto a:

$$(C.7) \quad A_{k+1} = A_1 + A_k + B'_k \mu - B'_k \Sigma \lambda_0 + \frac{1}{2} B'_k \Sigma \Sigma' B'_k$$

$$B'_{k+1} = B'_1 + B'_k \Phi - B'_k \Sigma \lambda_1$$

REFERENCIAS

- Ang, A., G. Bekaert y M. Wei (2006), *The Term Structure of Real Rates and Expected Inflation*, EFA, Maastricht Meetings, 2004 (Paper, nº 1220).
- Ang, A., M. Piazzesi y M. Wei (2006), "What does the yield curve tell us about GDP growth?", *Journal of Econometrics*, vol. 131, pp. 359-403.
- Ang, A., y M. Piazzesi (2003), "A no-arbitrage vector autorregression of term structure with macroeconomic and latent variables", *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, pp. 745-87.
- Bates, D. S. (1999), *Financial markets' assessment of EMU*, NBER (Working Paper, nº 6874).
- Bekaert, G., y R. Hodrick (2001), "Expectations Hypotheses Tests", *Journal of Finance*, vol. 56, pp. 1357-94.
- Blanco, R., y F. Restoy (2007), *Have real interest rates really fallen that much in Spain?*, Banco de España (Working Paper, nº 0704).
- Carriero, Andrea, Carlo A. Favero e Iryna Kaminska (2006), "Financial Factors, Macroeconomic Information and the Expectations Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Econometrics*, vol. 131, nºs 1-2, pp. 339-58.
- Chen, R., y L. Scott (1993), "Maximum likelihood estimation for a multifactor equilibrium model of the term structure of interest rates", *Journal of Fixed Income*, vol. 3, pp. 14-31.
- Cox, J. C., J. E. Ingersoll y S. A. Ross (1985), "A theory of the term structure of interest rates", *Econometrica*, vol. 53, pp. 385-407.
- Cuaresma, J., E. Gnan y D. Ritzberger-Gruenwald (2004), "Searching for the natural rate of interest: a euro area perspective", *Empirica*, vol. 31, pp. 185-204.
- Dai, Qiang, y Kenneth J. Singleton (2000), "Specification Analysis of Affine Term Structure Models", *Journal of Finance*, vol. 55, nº 5, octubre, pp. 1943-78.
- Dai, Qiang, y Kenneth J. Singleton (2002), "Expectation puzzles, time-varying risk premia, and affine models of the term structure", *Journal of Financial Economics*, vol. 63, pp. 415-41.
- Dewachter, H., M. Lyrio y K. Maes (2006), "A Joint Model for the Term Structure of Interest Rates and the Macroeconomy", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 21, pp. 439-62.

- Dewachter, H., y M. Lyrio (2006), "Macro Factors and the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 38, pp. 119-40.
- Diebold, F. X., G. D. Rudebusch y S. B. Auroba (2004), *The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach*, NBER (Working Paper, nº 10616).
- Diebold, F. X., M. Piazzesi y G. D. Rudebusch (2005), "Modeling Bond Yields in Finance and Macroeconomics", *American Economic Review*, vol. 95, pp. 415-20.
- Diebold, F. X., y C. Li (2006), "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields", *Journal of Econometrics*, vol. 130, nº 2, pp. 337-64.
- Duffee, G. (2002), "Term premia and interest rate forecasts in affine models", *Journal of Finance*, vol. 57, pp. 405-43.
- Duffie, D. y R. Kan (1996), "A Yield-Factor Model of Interest Rates", *Mathematical Finance*, vol. 6, pp. 379-406.
- Duffie, D., y K. Singleton (1997), "An econometric model of the term structure of interest rate swap yields", *Journal of Finance*, vol. 52, pp. 1287-321.
- Evans, M. (1998), "Real Rates, Expected Inflation, and Inflation Risk Premia", *Journal of Finance*, vol. 53, pp. 187-218.
- Fama E. F., y R. R. Bliss (1987), "The information in long-maturity forward rates", *American Economic Review*, vol. 77, pp. 680-92.
- Gimeno, R., y J. M. Nave (2006), *Genetic algorithm estimation of interest rate term structure*, Banco de España (Working Paper, nº 0634).
- Kim, D., y J. H. Wright (2005), *An Arbitrage-Free Three-Factor Term Structure Model and the Recent Behaviour of Long-Term Yields and Distant-Horizon Forward Rates*, Federal Reserve Board Finance and Economics (Discussion Papers, nº 33).
- Laubach, T., y J. Williams (2003), "Measuring the Natural rate of Interest", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, nº 4, noviembre, pp. 1063-70.
- Litterman, R., y J. Scheinkman (1991), "Common factors affecting bond returns", *Journal of Fixed Income*, vol. 3, junio, pp. 54-61.
- Malo de Molina, J. L., J. Viñals y F. Gutiérrez (1998), *Monetary Policy and Inflation in Spain*, MacMillan Press, Londres.

- Manrique, M., y J. M. Marqués (2004), *An empirical approximation of the natural rate of interest and potential growth*, Banco de España (Working Paper, nº 0416).
- Nelson, C. R., y A. F. Siegel (1987), "Parsimonious Modelling of Yield Curves", *Journal of Business*, vol. 60, nº 4, pp. 473-489.
- Núñez, S. (1995), *Estimación de la estructura temporal de los tipos de interés en España: elección entre métodos alternativos*, Banco de España (Documento de Trabajo, nº 9522).
- Piazzesi, M. (2005), "Affine term structure models", en Y. Aït-Sahalia y L. Hansen (eds.), *Handbook of Financial Econometrics*, North-Holland, Amsterdam.
- Summers, P. (2005), "What Caused The Great Moderation? Some Cross-Country Evidence", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, primer trimestre.
- Svensson, L. E. O. (1994), *Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-94*, Fondo Monetario Internacional (Working Paper, nº 114).
- Vasicek, O. (1977), "An equilibrium characterization of the term structure", *Journal of Financial Economics*, vol. 5, pp. 177-88.

Juan Díaz Maureira
Gustavo Leyva Jiménez

Proyección de la inflación chilena en tiempos difíciles

I. INTRODUCCIÓN Y MOTIVACIÓN

Actualmente la inflación está en el centro de las preocupaciones de los formuladores de políticas. Es bien conocido que los choques de diferente tamaño y persistencia como el aumento de los precios del petróleo y de los granos han sido los principales impulsores detrás de la reciente tendencia al alza de las tasas de inflación observadas en muchos países emergentes y desarrollados.

Especialmente en este contexto, los bancos centrales comprometidos con lograr tasas de inflación bajas y estables

Traduce y publica el CEMLA con la debida autorización el artículo "Forecasting Chilean Inflation in Difficult Times", de J. Díaz Maureira y G. Leyva Jiménez, presentado en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, en México, D. F., México, durante los días 5, 6 y 7 de noviembre de 2008. Los autores agradecen los comentarios recibidos de los participantes de un seminario interno en el Banco Central de Chile y de los participantes de la XIII Reunión de la Red de Investigadores. Los puntos de vista y las conclusiones aquí presentadas son exclusivamente las de los autores y no necesariamente reflejan la posición del Banco Central de Chile o de los miembros de su Junta Directiva. Correos electrónicos: <jdiazm@bcentral.cl y gleyva@bcentral.cl).

requieren de pronósticos de inflación en el horizonte de política relevante para realizar con antelación las acciones políticas necesarias para conducir la inflación a los niveles deseados. Por ende, los pronósticos de inflación son herramientas importantes no sólo porque son útiles para guiar las acciones de política sino también porque las expectativas juegan un papel clave en la transmisión de la política monetaria dado que los bancos centrales afectan la economía real por medio de las tasas de interés reales, cuyos valores son finalmente determinados por la inflación esperada por los agentes privados.

En consecuencia, la construcción de los modelos de pronóstico ha estado en el centro de las mejoras técnicas realizadas por muchos bancos centrales en las últimas dos décadas. En la práctica, los pronósticos de inflación de la banca central se basan en la combinación de una batería de modelos de series de tiempo y (semi) estructurales así como del juicio de los formuladores de políticas. Aunque algunos bancos centrales han realizado mejoras recientes para desarrollar y entender los modelos de equilibrio general dinámico estocástico (EGDE), el uso de modelos de series de tiempo parece estar más difundido.

Sin duda alguna, el escenario actual de tasas de inflación altas y persistentes, donde la probabilidad de tener efectos de segunda ronda es alta,¹ es un reto para las personas involucradas en la realización de pronósticos y en el desarrollo de los modelos para ello porque ocuparse de las propiedades de las series de tiempo, como la persistencia, no es una tarea fácil y hallar el mejor modelo o combinación de un subconjunto de modelos para pronosticar la inflación tiene consecuencias no triviales para la política monetaria, tal y como se indicó anteriormente. Por lo tanto, una posible explicación –la persistencia de los choques inflacionarios de los precios de los alimentos (es decir, del arroz, trigo y maíz) y la propagación de efectos de segunda ronda son ciertamente explicaciones complementarias– para que se continúe observando

¹ En este caso los efectos de segunda ronda se refieren a revisiones efectuadas por agentes privados en sus expectativas de inflación y ajustes en los precios indexados como resultado de los choques inflacionarios de gran magnitud

altas tasas de inflación en muchos países, podría surgir de una reacción insuficiente por parte de la política monetaria que a su vez proviene de lecturas sesgadas –basadas en pronósticos erróneos– del escenario externo y de su relación con las condiciones internas.

En este documento utilizamos los modelos de series de tiempo para pronosticar la tasa de inflación chilena. Creemos que este panorama inusual brinda una oportunidad para explotar las dinámicas conjuntas de los datos de inflación desagregados en un escenario multivariado para mejorar el desempeño de los pronósticos a nivel univariado. Si esta información desagregada corresponde a la inflación del índice de precios de los componentes de la canasta del consumidor utilizados para construir el índice agregado de precios (el índice de precios al consumidor, IPC), nuestra hipótesis nula podría ser, por ejemplo, los pronósticos de inflación del precio de los alimentos basados en los modelos multivariados –también mediante el uso de la información del resto de los componentes– son al menos tan precisos como aquellos construidos con modelos univariados. Nuestra presunción acerca de la capacidad predictiva superior de los modelos multivariados en ambientes de alta inflación sería consistente con la hipótesis alternativa.²

Para evaluar el desempeño del pronóstico de los modelos multivariados vis a vis con el de los modelos univariados utilizamos pruebas recientes de capacidad de pronóstico de punto y de densidad. Aunque las discusiones acerca de los pronósticos de inflación entre formuladores de políticas por lo general se enfocan en estimaciones de pronósticos puntuales, es claro que el interés debería cambiar hacia pronósticos de densidad puesto que por naturaleza los pronósticos de inflación son objetos estadísticos sujetos a incertidumbre.

Este documento está distribuido así: en la siguiente sección

² Durante la elaboración de este documento nos dimos cuenta de que esta idea de no linealidades en la capacidad predictiva relativa de modelos competitivos (en nuestro caso, la cual depende del panorama de inflación alta o baja) actualmente se trata de manera formal en la literatura; ver Giacomini y Rossi (2008) y Rossi y Sekhposyan (2008). La capacidad predictiva condicional de Giacomini y White (2006) también permite las no linealidades en la explicación del desempeño relativo de pronóstico.

presentamos los modelos de pronóstico en forma breve y se aborda la especificación del modelo. Utilizamos los modelos autorregresivos univariados y multivariados, los cuales son conocidos por su utilidad para efectuar pronósticos de series de tiempo. Luego, en la sección III describimos los datos. En la sección IV se presentan los resultados de estimación y especificación. En la sección V evaluamos el desempeño relativo de los pronósticos puntuales y de densidad con el uso de dos muestras, una de ellas captura la tendencia al alza reciente en las tasas de inflación. Al final, se presentan las conclusiones en la sección VI.

II. MODELOS DE PRONÓSTICO

En esta sección analizamos temas como la especificación, condiciones de estabilidad, y estimación relacionadas con los modelos de vectores autorregresivos (VAR). Podemos escribir un modelo VAR(p) de la siguiente forma:

$$(1) \quad y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t,$$

donde y_t es un vector ($K \times 1$) que contiene los valores agrupados en el momento t de cada variable. v y A_i , con $i = 1, \dots, p$, son matrices de parámetros ($K \times 1$) y ($K \times K$) respectivamente. Finalmente, u_t es un vector ($K \times 1$) de residuos con distribución normal multivariada.³ El modelo AR es claramente un caso particular de la ecuación (1) cuando $K = 1$.

La búsqueda de la especificación correcta⁴ del VAR es una tarea clave porque los resultados de estimación son sensibles al orden p de rezagos seleccionado para la representación del sistema VAR. Este parámetro se selecciona comúnmente con base en criterios tradicionales de información (es decir, Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn), que en el contexto de VAR se expresan como sigue:

³ Aunque no estimamos el modelo (1) por medio del método de máxima verosimilitud, es bien conocido que mínimos cuadrados ordinarios (MCO) es equivalente a cuasimáxima verosimilitud cuando se asume normalidad en los errores. Ver White (1982).

⁴ Esta argumentación es pretenciosa dado que cualquier modelo de estimación está, en esencia, mal especificado.

$$(2) \quad \text{AIC} = -\frac{2}{T^*} \left(-\frac{T^*K}{2} \ln(2\pi) + \frac{T^*}{2} \ln(\det(\hat{\Omega}^{-1})) - \frac{T^*K}{2} \right) + 2\frac{P_\theta}{T^*},$$

$$(3) \quad \text{BIC} = -\frac{2}{T^*} \left(-\frac{T^*K}{2} \ln(2\pi) + \frac{T^*}{2} \ln(\det(\hat{\Omega}^{-1})) - \frac{T^*K}{2} \right) + \frac{P_\theta}{T^*} \ln(T^*),$$

$$(4) \quad \text{HQN} = -\frac{2}{T^*} \left(-\frac{T^*K}{2} \ln(2\pi) + \frac{T^*}{2} \ln(\det(\hat{\Omega}^{-1})) - \frac{T^*K}{2} \right) + 2\frac{P_\theta}{T^*} \ln(\ln(T^*)),$$

donde $T^* = T - p$ es el tamaño de muestra efectivo después de explicar el uso de condiciones iniciales en la estimación de VAR; $P_\theta = K(Kp + 3)$ es el número total de parámetros estimados y $\hat{\Omega}$ es la matriz de covarianza de los residuos.

Pero este *modus operandi* sólo sugiere grados de parsimonia para el modelo y no nos dice nada con respecto a la especificación correcta de los procesos de VAR –acerca de la generación de residuos ruido blanco. Como en modelos univariados el investigador generalmente realiza pruebas de autocorrelación para los residuos (por ejemplo: Box y Pierce, 1970; Ljung y Box, 1978), este requisito también tendría que cumplirse en un escenario multivariado. Lütkepohl (2007) propone una prueba de autocorrelación serial cero en sentido vectorial (es decir, entre errores de diferentes ecuaciones de VAR).

Para optimizar la estrategia de selección del mejor proceso de VAR es aconsejable, primero, utilizar criterios de información para priorizar la parsimonia –los criterios de Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQN) penalizan más la inclusión de parámetros de lo que lo hace el criterio de Akaike– y luego, para probar si los residuos de la especificación de VAR seleccionada –asociados con un orden p^* – son ruido blanco en sentido vectorial. Si esa p^* produce residuos ruido blanco, ese orden sugerirá la especificación de VAR final. De otra forma, el investigador deberá buscar otra p para la cual no se rechaze la hipótesis nula de autocorrelación serial cero.

La prueba de Lütkepohl (2007) es útil desde el punto de vista teórico pero no en términos prácticos si se basa en resultados asintóticos. Esta distribución asintótica de prueba para la hipótesis nula sigue *aproximadamente* una distribución chi-cuadrado (χ^2) con $K^2(h - p)$ grados de libertad, y sólo lo sigue de forma exacta cuando se asume que h , el orden máximo de

autocorrelación que será probado, crece con T .⁵ Dado que no conocemos la verdadera distribución de la prueba cuando se asume un h fijo o el valor del orden de autocorrelación que la prueba requiere debido al tamaño de la muestra cuando h es grande, calculamos los valores p asociados por medio de *bootstrap* –con 2,000 repeticiones– e informamos la prueba estadística para varios valores de h .

Finalmente, luego de seleccionar la mejor representación de VAR, el investigador deberá verificar si tal modelo satisface la condición de estabilidad. Esta condición en el contexto de VAR aplica si:

$$(5) \det(I_k - A_1 z - A_2 z^2 - \dots - A_p z^p) \neq 0 \quad \text{para } |z_i| \leq 1 \quad \text{con } i = 1, \dots, p$$

A continuación, describimos brevemente el algoritmo *bootstrap* paramétrico utilizado para generar series artificiales de las variables del modelo de VAR.

1. Algoritmo *bootstrap* para generar datos artificiales

Antes de describir el algoritmo es conveniente reescribir el modelo de VAR (1) de forma compacta:⁶

$$Y = BZ + U,$$

donde:

$$Y_{(K \times T)} = (y_1, \dots, y_T),$$

$$B_{(K \times (Kp+1))} = (v, A_1, \dots, A_T),$$

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_t \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix},$$

$$Z_{((Kp+1) \times T)} = (Z_0, \dots, Z_{T-1}),$$

$$U_{(K \times T)} = (u_1, \dots, u_T).$$

⁵ Técnicamente hablando se requiere que $h \rightarrow \infty$ en la medida que $T \rightarrow \infty$. Como es usual, en la literatura se encuentra disponible una prueba corregida por sesgo muestral (ver Lütkepohl, 2007, capítulo. 4).

⁶ En esta notación seguimos detenidamente a Lütkepohl (2007).

El algoritmo *bootstrap* está compuesto por los siguientes pasos:

- i) Obtener los parámetros estimados del modelo de VAR, $\hat{\nu}$ y \hat{A}_i , con $i = 1, \dots, p$ –por mínimos cuadrados ordinarios o máxima verosimilitud.
- ii) Generar la matriz estimada de residuos $\hat{U}_{(K \times T)}$. Dado que la matriz de covarianza de los residuos es cualquier matriz cuadrada pero diagonal por construcción –existe correlación transversal entre residuos de las ecuaciones de VAR– es necesario hacer un remuestreo por K -tuples en cada período t .

Considere la siguiente matriz de residuos estimados:

$$\hat{U}_t = \begin{pmatrix} \hat{u}_{11} & \hat{u}_{12} & \hat{u}_{13} & \cdots & \hat{u}_{1T-2} & \hat{u}_{1T-1} & \hat{u}_{1T} \\ \hat{u}_{21} & \hat{u}_{22} & \hat{u}_{23} & \cdots & \hat{u}_{2T-2} & \hat{u}_{2T-1} & \hat{u}_{2T} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \hat{u}_{K1} & \hat{u}_{K2} & \hat{u}_{K3} & \cdots & \hat{u}_{KT-2} & \hat{u}_{KT-1} & \hat{u}_{KT} \end{pmatrix}$$

Una matriz (*bootstrapped*) artificial de residuos sería:

$$\tilde{U}_t = \begin{pmatrix} \tilde{u}_{15} & \tilde{u}_{1T-3} & \tilde{u}_{12} & \cdots & \tilde{u}_{1T-1} & \tilde{u}_{15} & \tilde{u}_{12} \\ \tilde{u}_{25} & \tilde{u}_{2T-3} & \tilde{u}_{22} & \cdots & \tilde{u}_{2T-1} & \tilde{u}_{25} & \tilde{u}_{22} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \tilde{u}_{K5} & \tilde{u}_{KT-3} & \tilde{u}_{K2} & \cdots & \tilde{u}_{KT-1} & \tilde{u}_{K5} & \tilde{u}_{K2} \end{pmatrix}$$

- iii) Calcular las series de tiempo de las variables mediante la simulación recursiva del sistema VAR, utilizando los parámetros estimados en el paso (i), los residuos pseudoestimados, y asumiendo ciertas condiciones iniciales. Para cada variable, la condición inicial podría ser su promedio incondicional.

- iv) Repetir los pasos (ii) y (iii) B veces, donde B es grande, es decir 1,000 o 2,000 repeticiones.

III. DATOS

Nuestra muestra consiste en información mensual del IPC chileno en el primer nivel de desagregación. Desde diciembre

de 1998, los componentes del índice de precios agregado son los siguientes (con su respectiva ponderación en el IPC):⁷ alimentos (27.25%), vivienda (20.15%), equipos de vivienda (8.11%), vestido (7.9%), transporte (12.18%), salud (9.39%), educación (11.12%), y otros⁸ (3.9%). La fuente de datos es el sitio web del Instituto Nacional de Estadística (INE) y la muestra cubre el período que va de diciembre de 1998 a agosto del 2008.

En vista de que el orden del VAR seleccionado puede ser grande dado el tamaño de la muestra de estimación, el uso de estos ocho componentes del índice de precios en las estimaciones es complicado. Por tal razón, reagrupamos dichos componentes en cuatro rubros sin perder los vínculos informativos de los datos desagregados que motivan el presente documento. Por lo tanto, en los ejercicios empíricos fusionamos los grupos vivienda y equipo de casa en un solo rubro que llamaremos *vivienda*, cuyo peso es 28.25%. Nosotros seguimos el mismo enfoque con artículos como vestido, salud, educación y otros, y llamamos al rubro resultante *otros*, con 32.31% de importancia en el IPC. Por ende, trabajamos con una muestra de cuatro grupos de desagregación –es decir, alimento, vivienda, transporte y otros.

Para las estimaciones usamos la tasa de inflación trimestral ajustada por estacionalidad. Esto es un aspecto importante, que los investigadores deben considerar en trabajos futuros –dado que la estabilidad de la representación VAR es sensible a la unidad de frecuencia con que se mide la inflación: tasas anuales, trimestrales o mensuales. Por ejemplo, si utilizamos tasas de inflación anual, los ejercicios de estimación, simulación y proyección de las variables involucradas en el modelo de VAR muestran patrones asociados con la inestabilidad del sistema –la condición estipulada en la ecuación (5) se incumple– lo que es un resultado típico cuando se trabaja con series de tiempo altamente persistentes. Con datos trimestrales de inflación, sin embargo, no tenemos este problema y esta es la razón por la cual usamos esta variable de inflación.

Tal y como se señaló anteriormente, nuestra hipótesis clave

⁷ Ver cuadro 1.

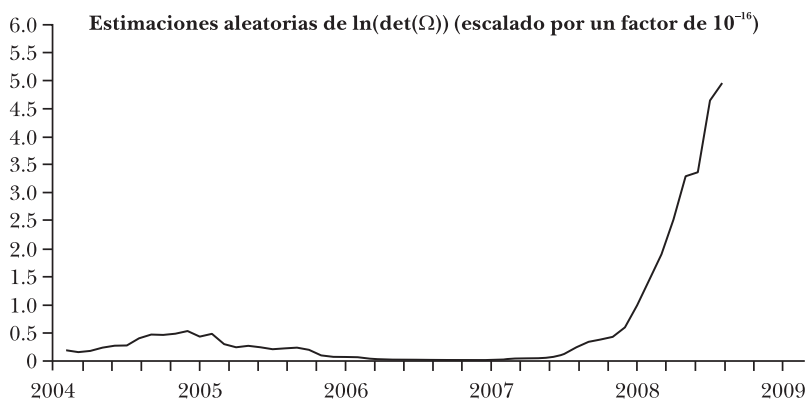
⁸ Los rubros incluidos en este grupo son servicios profesionales, cigarrillos y gastos varios.

es que la capacidad predictiva de los modelos VAR mejora en ambientes de alta inflación donde, como resultado de la activación de los mecanismos de indexación y revisión de las expectativas de inflación, la relación entre los componentes del índice de precios al consumidor se torna más importante. Para evaluar empíricamente esta hipótesis utilizamos dos muestras. La primera, que llamamos *muestra I*, concluye en febrero del 2006 y la segunda, que llamamos *muestra II*, concluye en agosto del 2007. Intencionalmente seleccionamos estas muestras para trabajarlas con un período de tasas de inflación estables (*muestra I*) y un período de tasas de inflación altas y volátiles (*muestra II*).

Con el objetivo de justificar la selección de tales muestras y motivar al mismo tiempo nuestro documento proponemos el algoritmo natural del determinante de la matriz de covarianzas de los cuatro componentes de inflación del índice de precios como una medida de su variación total. Con el objeto de conocer como esta medida ha cambiado con el tiempo, calculamos estimaciones *rolling* de 24 observaciones mensuales desde febrero del 2004 hasta agosto del 2008.⁹ Dicha medida se presenta en la gráfica I, donde puede observarse como empieza a crecer rápidamente desde mediados del 2007.

Sin embargo, a partir de esta gráfica no podemos saber si

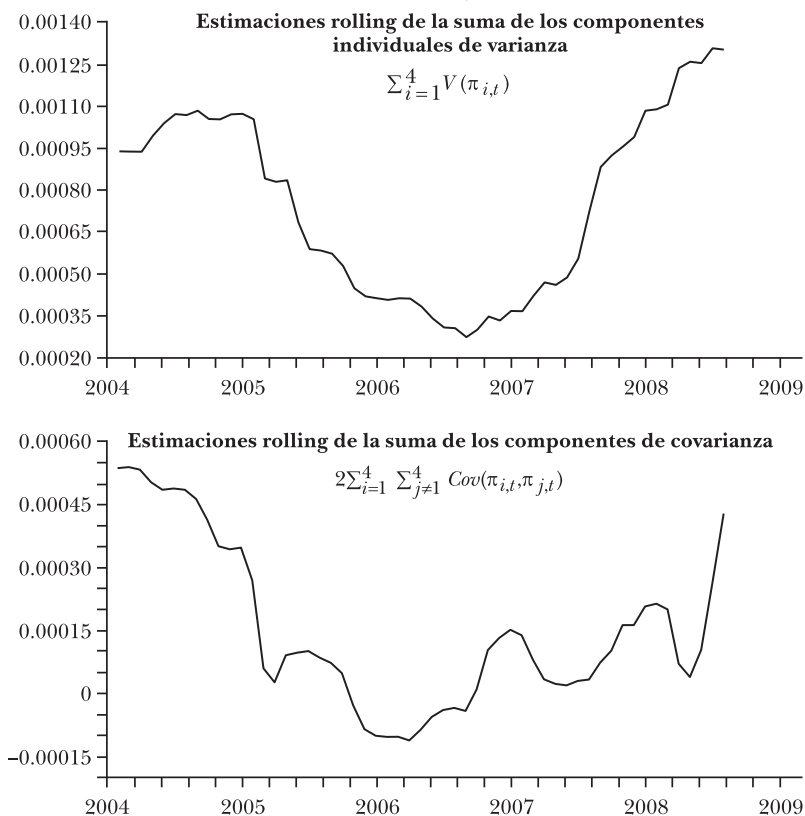
GRÁFICA I. MEDIDA DE VARIACIÓN COMPLETA, 2004-2009



⁹ Por ejemplo, en la gráfica I la estimación *rolling* para el período t se estimó utilizando las últimas 24 observaciones incluyendo la observación en t .

este aumento reciente en nuestra medición de la variación completa se debe sobre todo a la contribución específica de los componentes de varianza o covarianza. Ciertamente, nuestro interés se mantiene en la contribución específica de las covarianzas. Con esa intención, descomponemos la varianza de la suma de los cuatro componentes de inflación del índice de precios en los componentes de varianza y covarianza. El producto de la descomposición son obviamente mediciones aproximadas debido a las siguientes razones. Primero, conforme estimamos la varianza de la suma de las cuatro inflaciones suponemos que el peso es el mismo para todos los componentes. Segundo, aunque utilizáramos los pesos apropiados, el cálculo de la inflación agregada no se basa en la aplicación de pesos en las tasas sino en niveles del índice de

GRÁFICA II. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA TOTAL EN COMPONENTES DE VARIANZA Y COVARIANZA INDIVIDUALES, 2004-2009



precios. Tercero, a medida que sumamos las tasas de inflación implícitamente asumimos que la aproximación logarítmica funciona bien. Pero los datos trimestrales de inflación muestran en general valores bajos lo que implica que este último supuesto debería ser acrítico.

El resultado de este ejercicio se muestra en la gráfica II y sugiere lo siguiente. Primero, de forma interesante el comportamiento de ambas series es similar en toda la muestra. Ambas series muestran una curva en forma de U con valores altos durante los períodos de 2002 a 2003 y de 2003 a 2004, al principio y durante el período de 2007 a agosto del 2008, al final de la muestra. Segundo, el período en el cual las series del panel izquierdo muestran valores negativos coincide con el período de inflación baja (tasas de inflación anual por debajo de 2%, lo cual es el límite inferior de la meta de inflación) registrada entre mediados del 2003 y 2004. Tercero, notamos sobre todo que al final de la muestra ambas series comparten una tendencia creciente hacia valores nunca registrados antes (panel derecho) o similar a aquellos registrados en el pasado (panel izquierdo).

Como conclusión, en tiempos recientes, tanto los componentes de la varianza como de la covarianza son importantes para explicar el aumento en la varianza total de la inflación agregada.

IV. RESULTADOS DE ESTIMACIÓN

Los resultados de especificación y de la estimación de las muestras I y II se incluyen en el grupo de los cuadros 2 a 6 y 7 a 11, respectivamente.¹⁰ Destacamos los siguientes hallazgos clave. Primero, tal y como argumentamos con anterioridad, los criterios tradicionales de información no necesariamente sugieren representaciones VAR que produzcan residuos ruido blanco. Sin embargo, al enfocarnos en el estadístico BIC, que es el criterio más parsimonioso, vemos que el orden del VAR sugerido coincide con el orden de rezago para el cual estamos en capacidad de no rechazar la hipótesis nula de

¹⁰ El orden de rezago (V)AR seleccionado en cada cuadro está destacado con números en negrita.

autocorrelación serial cero en tres de los cinco casos para cada muestra.

Segundo, de modo interesante, una comparación cruzada entre el conjunto de cuadros 2 a 6 y 7 a 11 revela que el orden de rezago necesario para generar residuos estimados ruido blanco aumenta cuando se usa la muestra II, que es la muestra que incorpora la información más reciente, caracterizada, a su vez, por datos de inflación más persistentes.

Tercero, los valores p asociados a la prueba de Lütkepohl (2007) calculada por *bootstrap* señalan que, en general, dicha prueba tiene bajo poder contra muchas hipótesis alternativas¹¹ –recuerde que la hipótesis nula es una hipótesis conjunta–, como el valor p asintótico no rechaza la hipótesis nula mientras que su contraparte *bootstrap* la rechaza.

V. RESULTADOS DE PRONÓSTICO: COMPARACIÓN DE DESEMPEÑO DEL PRONÓSTICO

Antes de presentar las pruebas de capacidad puntuales y de densidad y sus resultados, describimos brevemente los parámetros del ejercicio de pronóstico. Realizamos dos ejercicios que corresponden a cada una de las muestras de estimación. La ventana predictiva (P), que es el período fuera de muestra para efectuar comparaciones de pronóstico, es 12 meses de datos de inflación trimestral en ambos casos. Para la muestra I la ventana predictiva cubre el período de marzo del 2006 a febrero del 2007; mientras que para la muestra II, la ventana predictiva cubre el período de septiembre del 2007 a agosto del 2008. Incluso para distinguir los resultados de pronósticos por su horizonte –pronósticos de corto y largo plazo– consideramos los horizontes de predicción a uno, tres y seis meses; es decir, construimos a uno, tres y seis meses adelantados.

La estimación de parámetros se basa, en ambos ejercicios nuevamente, en el esquema *rolling* –esto es, se toma en cuenta la incertidumbre debido a la estimación de los parámetros– y ventanas de estimación (R) de 60 meses.

¹¹ En efecto, este hallazgo es consistente con los experimentos de Montecarlo; ver Lütkepohl (2007).

1. Pronósticos puntuales

Hoy en día es bien conocido que para evaluar la capacidad predictiva relativa de los pronósticos competitivos no es suficiente basarse en los indicadores de desempeño de pronósticos tradicionales tales como el error cuadrático medio (ECM) o el error absoluto medio (EMA). Desde la perspectiva de los pronósticos puntuales, lo que realmente importa es si un método o modelo competitivo es estadísticamente más preciso en promedio que su alternativa en la generación de pronósticos. Diebold y Mariano (1995) iniciaron la literatura relativa a la comparación de la precisión predictiva. Esta literatura ha evolucionado notablemente con el paso de los años. Recientemente Giacomini y White (2006) propusieron una prueba condicional de capacidad predictiva entre métodos de pronóstico –en lugar de entre modelos de pronóstico, lo que permite comparar entre modelos anidados. Esta prueba funciona en tal situación porque está construida tomando en cuenta la incertidumbre debido a la estimación de parámetros mediante la proposición de esquemas *rolling* o fijos para este fin. La prueba incondicional de Giacomini y White (2006) en un caso particular de su prueba condicional, donde se impone la información condicional para que sea σ -álgebra trivial.

Nosotros aplicamos esta prueba de capacidad predictiva en los horizontes de predicción asociados a las muestras I y II, y mostramos los resultados en las cuadros 12 y 13, respectivamente. Surgen los siguientes resultados. Primero, como hemos dicho anteriormente, la comparación de pronósticos basada en los indicadores de desempeño de pronóstico tradicionales es pobremente informativa dado que es silenciosa con respecto a la predictibilidad *estadística* relativa entre modelos competitivos.¹² Esto es más notable en el cuadro 12. Considere los resultados correspondientes al rubro llamado vivienda. En horizontes de un mes los AR(2) producen pronósticos más precisos en promedio que el modelo VAR(4) –de referencia o *benchmark*– como lo muestra el estadístico ECM, pero se obtienen resultados contrarios en los horizontes de tres y seis

¹² Medida propuesta por Peña y Sánchez (2007) para comparar el ajuste de los pronósticos puntuales AR y VAR en esta clase de indicadores.

meses. Sin embargo, en términos estadísticos, pese a los horizontes de predicción considerados encontramos que los pronósticos del VAR son al menos tan precisos como los construidos utilizando el modelo AR, tal y como lo revelan los valores p asociados. Como conclusión, basarse en mediciones de desempeño de pronósticos tradicionales es ingenuo.

Segundo, usando la muestra I no podemos rechazar la hipótesis nula a niveles convencionales de significancia en ningún horizonte predictivo ni para cualquier componente del índice de precios (ver cuadro 12). No obstante, cuando realizamos el ejercicio de pronóstico usando la muestra II, rechazamos generalmente la hipótesis nula en horizontes a tres y seis meses, a 5% o 10% de significancia. Encontramos excepciones en los rubros de *transporte*, en los que no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula en ningún caso, y de *otros*, donde sólo encontramos evidencia a favor de la superioridad de pronóstico del VAR en horizontes de seis meses.

2. Proyecciones de densidad

Esta sección analiza la comparación de la densidad predictiva de los modelos AR y VAR. Dedicamos espacio para analizar esta prueba en detalle debido a que es menos común en la literatura empírica.

Corradi y Swanson (2005) y Corradi y Swanson (2006) introdujeron y analizaron una prueba de precisión distribucional para comparar modelos múltiples mal especificados. Su enfoque se puede interpretar como una generalización distribucional del error cuadrático medio.

Asumamos que $F_1(\cdot|X, \theta_1^*)$ es la densidad predictiva obtenida del modelo *benchmark*. Nuestra meta es comparar este *benchmark* con otros modelos $(F_2(\cdot|X, \theta_2^*), \dots, F_m(\cdot|X, \theta_m^*))$ en términos de la precisión de sus densidades predictivas. La última comparación es siempre relativa al modelo verdadero, cuyo pronóstico de densidad se denota como $F_0(\cdot|X, \theta_0)$.

Es directo definir el ECM asociado al modelo i ($i = 1, \dots, m$) calculado sobre una zona de interés. Si U es nuestra región de interés, entonces el ECM en términos del promedio sobre U es la siguiente expresión:

$$ECM = E \left[\left(F_i(u|X, \theta_i^*) - F_0(u|X, \theta_0) \right)^2 \right],$$

con $u \in U$.

Si nuestro interés es comparar, por ejemplo, el modelo 1 con el modelo 2, tenemos que el modelo 1 es más preciso que el modelo 2 si:

$$\int_U E \left[\left(F_1(u|X, \theta_1^*) - F_0(u|X, \theta_0) \right)^2 - \left(F_2(u|X, \theta_2^*) - F_0(u|X, \theta_0) \right)^2 \right] \phi(u) du < 0,$$

donde $\int_U \phi(u) du = 1$ y $\phi(u) \geq 0$, para todo $u \in U$.

Tal y como se dijo anteriormente, la meta principal es comparar el *benchmark* (modelo 1 en nuestro caso) con otros modelos en términos de precisión de pronóstico de densidad. Por lo tanto, al generalizar la última expresión, la hipótesis nula y la alternativa se definen como sigue:

$$H_0 : \max_{k=2, \dots, m} \int_U E \left[\left(F_1(u|X, \theta_1^*) - F_0(u|X, \theta_0) \right)^2 - \left(F_k(u|X, \theta_k^*) - F_0(u|X, \theta_0) \right)^2 \right] \phi(u) du \leq 0,$$

$$H_1 : \max_{k=2, \dots, m} \int_U E \left[\left(F_1(u|X, \theta_1^*) - F_0(u|X, \theta_0) \right)^2 - \left(F_k(u|X, \theta_k^*) - F_0(u|X, \theta_0) \right)^2 \right] \phi(u) du > 0.$$

Si básicamente no nos es posible rechazar H_0 tenemos que, en términos de capacidad de pronóstico de densidad, el modelo 1 es al menos tan preciso como los otros modelos. Incluso aún cuando no conozcamos el verdadero modelo –y por consiguiente, la densidad verdadera $F_0(\cdot|X, \theta_0)$ – podemos dejar de lado nuestro conocimiento acerca de $F_0(\cdot|X, \theta_0)$ debido a la siguiente igualdad:

$$\begin{aligned} & E \left[\left(F_1(u|X, \theta_1^*) - F_0(u|X, \theta_0) \right)^2 - \left(F_2(u|X, \theta_2^*) - F_0(u|X, \theta_0) \right)^2 \right], \\ &= E \left[\left(\mathbf{1}(y_{t+1} \leq u) - F_1(u|X, \theta_1^*) \right)^2 \right] - E \left[\left(\mathbf{1}(y_{t+1} \leq u) - F_k(u|X, \theta_k^*) \right)^2 \right], \end{aligned}$$

donde $\mathbf{1}(\cdot)$ es la función del indicador que se define igual a uno si el argumento es cierto y a cero en caso contrario. En este contexto, el estadístico de interés es el siguiente:

$$Z_P : \max_{k=2, \dots, m} \int_U Z_{P,u}(1, k) \phi(u) du \leq 0.$$

El estadístico definido arriba se puede construir con los

esquemas de estimación *rolling* y recursivo. Además, $Z_{P,u}(1,k)$ se define de la siguiente forma:

$$Z_{P,u}(1,k) = \frac{1}{\sqrt{P}} \sum_{t=R}^{T-1} \left[\left(\mathbf{1}(y_{t+1} \leq u) - F_1(u|X, \hat{\theta}_1^*) \right)^2 \right] - E \left[\left(\mathbf{1}(y_{t+1} \leq u) - F_k(u|X, \hat{\theta}_k^*) \right)^2 \right],$$

donde P es la ventana de predicción. Desafortunadamente, el estadístico sigue una distribución desconocida. Por consiguiente, para fines de inferencia este último estadístico se compara con los valores críticos obtenidos por medio de técnicas *bootstrap*. Más adelante analizaremos este procedimiento con más detalle.

Otro aspecto importante es la selección de $\phi(u)$ y el conjunto U sobre el cual se calcula el ECM contraparte en la literatura de densidad de pronóstico. Depende del problema (o simplemente, por el beneficio de la robustez) el investigador puede asumir una distribución particular para u –es decir, normal, uniforme– y seleccionar el conjunto U respectivo.

Posteriormente, analizaremos el enfoque que seguimos para generar pronósticos de densidad. Con el método paramétrico *bootstrap* generamos realizaciones de pronósticos artificiales con base en la estructura paramétrica de los modelos VAR o AR de acuerdo con el modelo de interés.¹³ El algoritmo *bootstrap* se basa en el algoritmo descrito en la sección II.1. Luego de finalizar el paso 4, cuando se han generado todas las series de tiempo artificiales, estimamos los modelos (V)AR para cada seudomuestra y guardamos los parámetros estimados (v, A_i) . Dado que nuestros modelos son estructuras autorregresivas, calculamos los pronósticos artificiales usando las últimas p observaciones de los datos originales y los parámetros estimados usando datos artificiales¹⁴ que se generan siguiendo el algoritmo esbozado en la sección II.1.¹⁵

¹³ Manzan y Zerom (2008) analizan un método reciente no paramétrico basado en *bootstrap*.

¹⁴ Este enfoque es similar al analizado en Alonso *et al.* (2003).

¹⁵ Dos notas al respecto. Primero, a diferencia de Corradi y Swanson (2006) nosotros no afrontamos el problema de sesgo de ubicación atribuido al uso del bloque *bootstrap* cuando se usan los esquemas de estimación *rolling* debido a que utilizamos un método de *bootstrap* basado en parámetros que se basa en la simulación recurrente de la serie entera. Segundo, en cada repetición de *bootstrap*, la simulación de las series de VAR y de AR se hace

Una vez que tenemos los pronósticos artificiales utilizamos la función kernel gaussiana para estimar la densidad asociada con ellos. Es bien conocido en la literatura de estimación de densidad que la selección de la función kernel no es tan crucial como lo es la selección del parámetro de ancho de banda ancha o de suavizamiento. Nosotros utilizamos el parámetro de ancho de banda de Silverman (1986) dado que es el apropiado cuando se usa el kernel gaussiano.¹⁶

En los ejercicios que analizamos a continuación dejamos que $\phi(u)$ sea una distribución uniforme, una normal y una mezcla basada en una normal. Seleccionamos tales funciones de distribución con el objeto de investigar si la capacidad predictiva de densidad relativa de los modelos VAR y AR varía con la importancia local atribuida al rango de valores sobre los cuales se distribuyen los pronósticos fuera de muestra. Si $\phi(u)$ es la distribución normal, nosotros asignamos la misma probabilidad de ocurrencia a todos los valores distribuidos alrededor del promedio. Generamos una distribución de mezcla sesgada hacia la izquierda con el objeto de investigar si esa precisión predictiva relativa cambia cuando se ponderan más valores de inflación alta.

Mostramos los resultados asociados para la muestra I y II en los cuadros 14 y 15, respectivamente. Al comparar ambas cuadros, vemos que en la muestra I, que es la muestra que hace caso omiso del período de alta inflación reciente, la evidencia es fuerte al no rechazar la hipótesis nula para cualquier distribución asumida para $\phi(u)$. Sin embargo, el cuadro 15 revela patrones interesantes, algunos de ellos consistentes con los hallazgos señalados en la sección anterior y a pesar de los altos valores p que hacen difícil no rechazar la hipótesis nula a niveles convencionales en todos los casos excepto uno.

Primero para los rubros *alimentos y otros* vemos que el valor p disminuye cuando aumenta el horizonte predictivo. Aún cuando en los rubros *vivienda y transporte* no observamos la relación monotónica, los valores p correspondientes a los

por separado con el objeto de no introducir ningún sesgo en la generación de las series.

¹⁶ Nosotros utilizamos 500 y 100 repeticiones de *bootstrap* muestral para la generación de las series de tiempo y la construcción de proyecciones de densidad estimadas respectivamente.

horizontes de tres meses son notablemente menores que los mostrados para horizontes de un mes. En este cuadro, el único caso en el que podemos rechazar la hipótesis nula a 10% de significancia corresponde con los pronósticos de inflación de los precios de vivienda en horizontes de tres meses y para el caso de distribución uniforme.

Segundo, de modo interesante, vemos que cuando se usa la distribución normal en la construcción del estadístico, no rechazamos la hipótesis nula con más fuerza que cuando usamos la función de distribución alternativa. Es decir, la evidencia contra la superioridad de los pronósticos VAR es más débil cuando se asume la distribución uniforme.

VI. CONCLUSIONES

En este documento hemos comparado los pronósticos puntuales y de densidad generados al estimar modelos VAR y AR con datos desagregados de inflación chilena. Hemos incentivado esta comparación por nuestra creencia de que en el contexto de alta inflación reciente el uso de la dinámica conjunta de la inflación del índice de precios de los componentes de la canasta del consumidor brinda pronósticos de modelos multivariados más rentables que los pronósticos construidos con base en los modelos univariados.

Los resultados expuestos en este documento confirman nuestra creencia sólo para pronósticos de inflación puntuales y para algunos componentes del índice de precios tal y como lo revela la comparación de la capacidad predictiva relativa de nuestros modelos de series de tiempo en dos muestras, una de las cuales capta el escenario de alta inflación.

Creemos que se podrían lograr resultados más concluyentes si se usarán más datos del período de alta inflación reciente. En este sentido, nuestros resultados son prometedores porque fuimos capaces de obtener ganancias al producir pronósticos basados en modelos multivariados a pesar de trabajar con la fase de inicio de la reciente tendencia al alza en las tasas de inflación.

Finalmente, la idea de usar modelos VAR en escenarios de inflación alta coincide con la literatura reciente sobre las no

linealidades en el desempeño de los pronósticos relativos tal y como se señaló en la introducción. Este hecho debería de predisponer a los formuladores de políticas a utilizar modelos de pronóstico basados en sus capacidades y condiciones específicas que los hacen rentables en términos del desempeño del pronóstico.

Anexos

CUADRO 1. TASA DE INFLACIÓN ANUAL AL FINAL DEL AÑO POR COMPONENTES DEL ÍNDICE DE PRECIOS (%)

<i>Nombre del grupo</i>	<i>Número de artículos</i>	<i>Promedio (%)</i>	<i>Dic-03</i>	<i>Dic-04</i>	<i>Dic-05</i>	<i>Dic-06</i>	<i>Dic-07</i>
Alimento	58	27.25	-0.83	0.18	5.25	1.28	15.16
Vivienda	12	20.15	3.03	3.53	3.96	3.35	12.05
Equipos de vivienda	25	8.11	-2.40	-0.78	-0.51	-1.51	-0.10
Ropa	26	7.90	-4.56	-1.78	-0.16	-1.21	-0.84
Transporte	11	12.18	0.35	9.12	4.73	6.10	3.16
Salud	9	9.39	4.81	1.03	2.51	1.30	1.94
Educación	12	11.12	3.90	2.63	3.19	3.74	3.97
Otros	3	3.90	2.05	-1.71	4.03	2.74	6.80
Inflación agregada	-	-	1.1	2.4	3.7	2.6	7.8

FUENTES: INE y elaboración propia.

CUADRO 2. PRUEBA VECTORIAL DE RUIDO BLANCO: ALIMENTOS, VIVIENDA, TRANSPORTE Y OTROS PRECIOS DE INFLACIÓN (MUESTRA I)

Orden p de VAR	Criterios de información	Orden h de autocorrelación máxima				
		3	6	9	12	24
1	BIC	78.36	141.37	213.32	282.20	527.18
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
2	FPE,AIC,HQN	37.89	96.69	161.23	223.53	429.98
		(0.0016)	(0.0052)	(0.0016)	(0.0007)	(0.0028)
		[0.0145]	[0.0025]	[0.0005]	[0.0000]	[0.0000]
3		-	76.10	128.82	174.57	366.22
		-	(0.0060)	(0.0143)	(0.0421)	(0.1234)
		-	[0.0190]	[0.0055]	[0.0105]	[0.0000]
4		-	58.40	99.28	144.54	324.02
		-	(0.0030)	(0.0710)	(0.1507)	(0.4268)
		-	[0.1350]	[0.2060]	[0.1350]	[0.0105]
5	LR	-	46.33	82.33	130.08	299.37
		-	(0.0001)	(0.0612)	(0.1165)	(0.5642)
		-	[0.6065]	[0.6980]	[0.4135]	[0.0695]
6		-	-	78.29	122.02	291.14
		-	-	(0.0037)	(0.0377)	(0.4372)
		-	-	[0.8190]	[0.6530]	[0.1170]

NOTAS: La prueba requiere que $h > p$, ver Lütkepohl (2007). Las cifras en el cuadro corresponden a los valores estadísticos de prueba. (·) denota los valores p asintóticos, [-] denota los valores p calculados por *bootstrap*. Para este último cálculo utilizamos 2,000 repeticiones *bootstrap*. AIC: criterio Akaike, BIC: criterio de Schwarz, HQN: criterio de Hannan-Quinn, FPE: error de predicción final, LR: Prueba de la razón de verosimilitud (a nivel de 5%).

CUADRO 3. PRUEBA VECTORIAL RUIDO BLANCO: INFLACIÓN DE LOS PRECIOS DE LOS ALIMENTOS (MUESTRA I)

Orden (p) de AR	Criterios de información	Orden (h) de autocorrelación máxima				
		3	6	9	12	24
1		15.44	16.78	21.09	27.00	35.83
		(0.0004)	(0.0049)	(0.0069)	(0.0046)	(0.0429)
		[0.0000]	[0.0030]	[0.0095]	[0.0020]	[0.0140]
2	BIC,HQN	6.08	7.94	11.08	14.23	21.23
		(0.0137)	(0.0938)	(0.1351)	(0.1627)	(0.5065)
		[0.0155]	[0.0790]	[0.0850]	[0.0850]	[0.2135]
3		-	8.21	11.47	15.20	22.99
		-	(0.0419)	(0.0750)	(0.0855)	(0.3447)
		-	[0.0260]	[0.0495]	[0.0390]	[0.1120]
4	LR, FPE,AIC	-	3.74	7.86	10.45	17.81
		-	(0.1542)	(0.1639)	(0.2346)	(0.5997)
		-	[0.1370]	[0.1100]	[0.1310]	[0.2590]
5		-	3.17	5.67	7.54	15.13
		-	(0.0748)	(0.2250)	(0.3746)	(0.7143)
		-	[0.1365]	[0.1945]	[0.2660]	[0.3570]
6		-	-	5.06	6.91	15.77
		-	-	(0.1672)	(0.3294)	(0.6087)
		-	-	[0.1450]	[0.2400]	[0.2350]

NOTA: ver nota de cuadro 2.

CUADRO 4. PRUEBA VECTORIAL RUIDO BLANCO: INFLACIÓN DE LOS PRECIOS DE VIVIENDA (MUESTRA I)

Orden p de AR	Criterios de información	Orden (h) de autocorrelación máxima				
		3	6	9	12	24
1		10.42	14.60	15.97	18.23	49.28
		(0.0055)	(0.0122)	(0.0428)	(0.0765)	(0.0011)
		[0.0020]	[0.0085]	[0.0275]	[0.0430]	[0.0020]
2	BIC	6.41	12.66	13.92	17.94	43.94
		(0.0113)	(0.0131)	(0.0525)	(0.0560)	(0.0036)
		[0.0125]	[0.0085]	[0.0330]	[0.0215]	[0.0005]
3		-	11.15	12.74	15.33	42.11
		-	(0.0110)	(0.0473)	(0.0822)	(0.0041)
		-	[0.0075]	[0.0250]	[0.0385]	[0.0000]
4		-	12.41	13.60	16.72	42.93
		-	(0.0020)	(0.0184)	(0.0331)	(0.0021)
		-	[0.0000]	[0.0070]	[0.0095]	[0.0005]
5		-	14.99	16.97	22.53	50.07
		-	(0.0001)	(0.0020)	(0.0021)	(0.0001)
		-	[0.0000]	[0.0010]	[0.0005]	[0.0000]
6	LR,FPE,AIC,HQN	-	-	9.62	11.78	35.73
		-	-	(0.0221)	(0.0671)	(0.0076)
		-	-	[0.0085]	[0.0305]	[0.0005]

NOTA: ver nota de cuadro 2.

CUADRO 5. PRUEBA VECTORIAL RUIDO BLANCO: INFLACIÓN DE LOS PRECIOS DE TRANSPORTE (MUESTRA I)

Orden p de AR	Criterios de información	Orden (h) de autocorrelación máxima				
		3	6	9	12	24
1		28.54	35.44	38.35	44.57	67.89
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
2		3.42	13.77	16.54	19.06	32.01
		(0.0644)	(0.0081)	(0.0206)	(0.0396)	(0.0772)
		[0.0770]	[0.0045]	[0.0110]	[0.0225]	[0.0290]
3		-	8.91	11.41	12.36	24.62
		-	(0.0305)	(0.0766)	(0.1937)	(0.2641)
		-	[0.0235]	[0.0435]	[0.1115]	[0.0735]
4	LR, BIC, HQN	-	3.02	4.41	5.56	16.15
		-	(0.2214)	(0.4926)	(0.6959)	(0.7072)
		-	[0.2505]	[0.4340]	[0.6265]	[0.3830]
5	FPE, AIC	-	2.29	4.02	4.84	15.76
		-	(0.1303)	(0.4031)	(0.6789)	(0.6735)
		-	[0.2540]	[0.4195]	[0.6060]	[0.3510]
6		-	-	2.56	3.27	13.50
		-	-	(0.4647)	(0.7739)	(0.7613)
		-	-	[0.5655]	[0.7750]	[0.4825]

NOTA: ver nota de cuadro 2.

CUADRO 6. PRUEBA VECTORIAL RUIDO BLANCO: INFLACIÓN DE LOS PRECIOS DE OTROS (MUESTRA I)

Orden p de AR	Criterios de información	Orden (h) de autocorrelación máxima				
		3	6	9	12	24
1		20.76	25.62	35.65	46.66	62.94
		(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
2	BIC	4.37	8.91	18.60	25.26	31.32
		(0.0366)	(0.0633)	(0.0095)	(0.0049)	(0.0897)
		[0.0365]	[0.0415]	[0.0045]	[0.0015]	[0.0245]
3		-	7.39	15.18	22.18	28.26
		-	(0.0603)	(0.0189)	(0.0083)	(0.1330)
		-	[0.0395]	[0.0115]	[0.0015]	[0.0280]
4	LR,FPE,AIC,HQN	-	7.61	14.19	20.62	26.06
		-	(0.0223)	(0.0145)	(0.0082)	(0.1637)
		-	[0.0150]	[0.0060]	[0.0010]	[0.0235]
5		-	7.37	13.69	20.02	25.39
		-	(0.0066)	(0.0084)	(0.0055)	(0.1480)
		-	[0.0050]	[0.0060]	[0.0000]	[0.0215]
6		-	-	13.25	22.23	30.65
		-	-	(0.0041)	(0.0011)	(0.0316)
		-	-	[0.0040]	[0.0010]	[0.0030]

NOTA: ver nota de cuadro 2.

CUADRO 7. PRUEBA VECTORIAL RUIDO BLANCO: INFLACIÓN DE LOS PRECIOS DE ALIMENTOS, VIVIENDA, TRANSPORTE Y OTROS (MUESTRA II)

Orden <i>p</i> de VAR	Criterios de información	Orden (<i>h</i>) de autocorrelación máxima				
		3	6	9	12	24
1	BIC	98.95	170.02	236.20	307.46	570.68
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
2	HQN	54.18	114.50	176.66	237.41	434.53
		(0.0000)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0017)
		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
3		-	86.85	142.03	185.81	359.55
		-	(0.0005)	(0.0016)	(0.0108)	(0.1805)
		-	[0.0010]	[0.0015]	[0.0055]	[0.0030]
4		-	61.30	103.95	137.20	317.02
		-	(0.0014)	(0.0373)	(0.2733)	(0.5365)
		-	[0.0970]	[0.1655]	[0.3975]	[0.0850]
5	LR,FPE	-	49.54	90.85	123.44	296.04
		-	(0.0000)	(0.0153)	(0.2165)	(0.6174)
		-	[0.3375]	[0.3455]	[0.6255]	[0.2315]
6	AIC	-	-	89.60	118.05	289.95
		-	-	(0.0003)	(0.0629)	(0.4566)
		-	-	[0.2865]	[0.6735]	[0.2290]

NOTA: ver nota de cuadro 2.

CUADRO 8. PRUEBA VECTORIAL RUIDO BLANCO: INFLACIÓN DE LOS PRECIOS DE ALIMENTOS (MUESTRA II)

Orden p de AR	Criterios de información	Orden (h) de autocorrelación máxima				
		3	6	9	12	24
1		14.27	15.50	20.80	25.31	30.49
		(0.0008)	(0.0084)	(0.0077)	(0.0082)	(0.1360)
		[0.0030]	[0.0170]	[0.0130]	[0.0155]	[0.0920]
2	BIC	7.27	9.09	14.75	16.82	25.14
		(0.0070)	(0.0589)	(0.0394)	(0.0785)	(0.2903)
		[0.0135]	[0.0600]	[0.0295]	[0.0475]	[0.1225]
3		-	9.01	14.52	16.76	24.92
		-	(0.0291)	(0.0244)	(0.0525)	(0.2508)
		-	[0.0305]	[0.0150]	[0.0265]	[0.0975]
4	LR,PFE,AIC,HQN	-	4.13	9.93	12.18	22.54
		-	(0.1270)	(0.0773)	(0.1434)	(0.3121)
		-	[0.2445]	[0.1045]	[0.1425]	[0.1510]
5		-	3.60	9.07	10.98	21.37
		-	(0.0577)	(0.0594)	(0.1396)	(0.3168)
		-	[0.1785]	[0.0695]	[0.1265]	[0.1325]
6		-	-	8.48	9.86	19.34
		-	-	(0.0371)	(0.1308)	(0.3713)
		-	-	[0.0475]	[0.1080]	[0.1360]

NOTA: ver nota de cuadro 2.

CUADRO 9. PRUEBA VECTORIAL RUIDO BLANCO: INFLACIÓN DE LOS PRECIOS DE VIVIENDA (MUESTRA II)

Orden p de AR	Criterios de información	Orden (h) de autocorrelación máxima				
		3	6	9	12	24
1		23.08	26.26	28.53	32.74	56.19
		(0.0000)	(0.0001)	(0.0004)	(0.0006)	(0.0001)
		[0.0000]	[0.0005]	[0.0010]	[0.0005]	[0.0005]
2		8.95	14.81	17.12	22.90	48.41
		(0.0028)	(0.0051)	(0.0166)	(0.0111)	(0.0010)
		[0.0025]	[0.0050]	[0.0120]	[0.0090]	[0.0010]
3		-	13.01	16.25	19.93	43.95
		-	(0.0046)	(0.0125)	(0.0166)	(0.0024)
		-	[0.0060]	[0.0055]	[0.0095]	[0.0005]
4		-	13.76	15.31	19.93	43.12
		-	(0.0010)	(0.0091)	(0.0106)	(0.0020)
		-	[0.0000]	[0.0060]	[0.0050]	[0.0005]
5		-	17.83	20.38	27.86	55.34
		-	(0.0000)	(0.0004)	(0.0002)	(0.0000)
		-	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
6	LR, FPE, AIC, BIC, HQN	-	-	9.02	11.09	29.93
		-	-	(0.0290)	(0.0857)	(0.0381)
		-	-	[0.0310]	[0.0525]	[0.0085]

NOTA: ver nota de cuadro 2.

CUADRO 10. PRUEBA VECTORIAL RUIDO BLANCO: INFLACIÓN DE LOS PRECIOS DE TRANSPORTE (MUESTRA II)

Orden p de AR	Criterios de información	Orden (h) de autocorrelación máxima				
		3	6	9	12	24
1		30.74 (0.0000) [0.0000]	43.47 (0.0000) [0.0000]	49.61 (0.0000) [0.0000]	58.03 (0.0000) [0.0000]	99.76 (0.0000) [0.0000]
2		4.50 (0.0339) [0.0350]	19.31 (0.0007) [0.0005]	25.92 (0.0005) [0.0020]	28.73 (0.0014) [0.0020]	50.32 (0.0005) [0.0010]
3		- - -	15.96 (0.0012) [0.0010]	23.40 (0.0007) [0.0010]	24.26 (0.0039) [0.0025]	42.79 (0.0033) [0.0015]
4	LR,BIC,HQN	- - -	5.49 (0.0643) [0.0710]	8.95 (0.1109) [0.0750]	9.88 (0.2736) [0.2050]	23.87 (0.2480) [0.0895]
5		- - -	5.70 (0.0170) [0.0225]	9.49 (0.0499) [0.0370]	10.27 (0.1737) [0.1165]	24.44 (0.1799) [0.0390]
6	FPE,AIC	- - -	- - -	5.12 (0.1635) [0.1675]	5.66 (0.4627) [0.4195]	17.85 (0.4654) [0.2005]

NOTA: ver nota de cuadro 2.

CUADRO 11. PRUEBA VECTORIAL RUIDO BLANCO: INFLACIÓN DE LOS PRECIOS DE OTROS (MUESTRA II)

Orden <i>p</i> de AR	Criterios de información	Orden (<i>h</i>) de autocorrelación máxima				
		3	6	9	12	24
1		21.22	24.68	34.17	45.95	62.79
		(0.0000)	(0.0002)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0005]
2		9.42	12.23	20.25	28.32	33.47
		(0.0021)	(0.0157)	(0.0051)	(0.0016)	(0.0555)
		[0.0015]	[0.0080]	[0.0030]	[0.0000]	[0.0200]
3		-	7.92	13.15	20.70	25.40
		-	(0.0476)	(0.0408)	(0.0140)	(0.2302)
		-	[0.0330]	[0.0190]	[0.0035]	[0.0865]
4	LR,FPE,AIC, BIC,HQN	-	7.34	12.66	19.42	23.42
		-	(0.0255)	(0.0267)	(0.0128)	(0.2686)
		-	[0.0160]	[0.0165]	[0.0075]	[0.0855]
5		-	6.41	12.36	18.94	23.25
		-	(0.0113)	(0.0149)	(0.0084)	(0.2263)
		-	[0.0150]	[0.0060]	[0.0045]	[0.0545]
6		-	-	13.45	22.67	29.20
		-	-	(0.0038)	(0.0009)	(0.0460)
		-	-	[0.0025]	[0.0000]	[0.0075]

NOTA: ver nota de cuadro 2.

CUADRO 12. RESULTADOS DEL DESEMPEÑO DE PRONÓSTICOS PUNTUALES. MUESTRA I

<i>Componente del índice de precios</i>	<i>Modelo de referencia (benchmark)</i>	<i>Modelo competitivo</i>	<i>Horizonte de predicción</i>		
			<i>1</i>	<i>3</i>	<i>6</i>
Alimentos	AR(2)	VAR(4)	0.96 <i>0.65</i>	1.00 <i>0.49</i>	0.94 <i>0.65</i>
Vivienda	AR(2)	VAR(4)	0.84 <i>0.80</i>	0.11 <i>1.16</i>	0.29 <i>1.08</i>
Transporte	AR(3)	VAR(4)	0.20 <i>1.18</i>	0.76 <i>0.92</i>	0.92 <i>0.80</i>
Otros	AR(2)	VAR(4)	0.61 <i>0.87</i>	0.71 <i>0.86</i>	0.55 <i>0.94</i>

NOTAS: El número indicado en la primera fila para cada componente del índice de precios corresponde al valor p . Los números en itálica (segunda fila) son la relación del ECM del modelo AR al ECM del modelo VAR.

CUADRO 13. RESULTADOS DEL DESEMPEÑO DE PRONÓSTICOS PUNTUALES. MUESTRA II

<i>Componente del índice de precios</i>	<i>Modelo de referencia (benchmark)</i>	<i>Modelo competitivo</i>	<i>Horizonte de predicción</i>		
			<i>1</i>	<i>3</i>	<i>6</i>
Alimentos	AR(2)	VAR(4)	0.31 <i>1.22</i>	0.00 <i>1.65</i>	0.06 <i>1.42</i>
Vivienda	AR(6)	VAR(4)	0.35 <i>1.14</i>	0.00 <i>3.19</i>	0.02 <i>1.77</i>
Transporte	AR(4)	VAR(4)	0.79 <i>0.68</i>	0.79 <i>0.78</i>	0.48 <i>1.02</i>
Otros	AR(3)	VAR(4)	0.84 <i>0.74</i>	0.66 <i>0.90</i>	0.01 <i>1.48</i>

NOTA: ver nota de cuadro 12.

CUADRO 14. RESULTADOS DE DESEMPEÑO DEL PRONÓSTICO DE DENSIDAD: MUESTRA I

<i>Componente del índice de precios</i>	<i>Modelo de referencia (benchmark)</i>	<i>Modelo competitivo</i>	<i>Horizonte de predicción</i>		
			<i>1</i>	<i>3</i>	<i>6</i>
<i>$\phi(u)$ es la distribución uniforme</i>					
Alimentos	AR(2)	VAR(4)	0.98	0.74	0.86
Vivienda	AR(2)	VAR(4)	0.97	1.00	0.58
Transporte	AR(3)	VAR(4)	0.91	1.00	0.75
Otros	AR(2)	VAR(4)	0.98	0.71	0.99
<i>$\phi(u)$ es la distribución normal</i>					
Alimentos	AR(2)	VAR(4)	0.97	0.89	0.78
Vivienda	AR(2)	VAR(4)	0.99	1.00	0.69
Transporte	AR(3)	VAR(4)	0.97	1.00	0.68
Otros	AR(2)	VAR(4)	0.97	0.38	0.86
<i>$\phi(u)$ es la distribución de mezcla basada en la normal</i>					
Alimentos	AR(2)	VAR(4)	0.97	0.74	0.65
Vivienda	AR(2)	VAR(4)	0.96	1.00	0.67
Transporte	AR(3)	VAR(4)	0.90	1.00	0.71
Otros	AR(2)	VAR(4)	0.93	0.48	0.84

NOTA: Las cifras incluidas son valores p .

CUADRO 15. RESULTADOS DE DESEMPEÑO DEL PRONÓSTICO DE DENSIDAD: MUESTRA II

<i>Componente del índice de precios</i>	<i>Modelo de referencia (benchmark)</i>	<i>Modelo competitivo</i>	<i>Horizonte de predicción</i>		
			<i>1</i>	<i>3</i>	<i>6</i>
<i>$\phi(u)$ es la distribución uniforme</i>					
Alimentos	AR(2)	VAR(4)	0.99	0.74	0.10
Vivienda	AR(6)	VAR(4)	0.87	0.07	0.19
Transporte	AR(4)	VAR(4)	0.97	0.61	1.00
Otros	AR(3)	VAR(4)	0.86	0.29	0.17
<i>$\phi(u)$ es la distribución normal</i>					
Alimentos	AR(2)	VAR(4)	1.00	0.81	0.39
Vivienda	AR(6)	VAR(4)	0.89	0.14	0.49
Transporte	AR(4)	VAR(4)	1.00	0.66	1.00
Otros	AR(3)	VAR(4)	0.88	0.27	0.21
<i>$\phi(u)$ es la distribución de mezcla basada en normal</i>					
Alimentos	AR(2)	VAR(4)	0.99	0.94	0.71
Vivienda	AR(6)	VAR(4)	0.97	0.50	0.95
Transporte	AR(4)	VAR(4)	0.97	0.54	1.00
Otros	AR(3)	VAR(4)	0.95	0.58	0.48

NOTA: ver nota de cuadro 14.

REFERENCIAS

- Alonso, A., D. Peña y J. Romo (2003), "On sieve bootstrap prediction intervals", *Statistics and Probability Letters*, vol. 65, nº 1, pp. 13-20.
- Box, G. E. P., y D. A. Pierce (1970), "Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 65, pp. 1509-26.
- Corradi, V., y N. R. Swanson (2005), "A test for comparing multiple misspecified conditional distributions econometric theory", *Econometric Theory*, vol. 21, pp. 991-1016.
- Corradi, V., y N. R. Swanson (2006), "Predictive density and conditional confidence interval accuracy tests", *Journal of Econometrics*, vol. 135, pp. 187-228.
- Diebold, F. X., y R. S. Mariano (1995), "Comparing predictive accuracy", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, pp. 253-63.
- Giacomini, R., y B. Rossi (2008), *Forecast comparisons in unstable environment*, Duke University, Department of Economics (Working Papers, nº 08-04).
- Giacomini, R., y H. White (2006), "Tests of conditional predictive ability", *Econometrica*, vol. 74, pp. 1545-78.
- Ljung, G. M., y G. E. P. Box (1978), "On a measure of lack of fit in time series models", *Biometrika*, vol. 65, pp. 297-303.
- Lütkepohl, H. (2007), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.
- Manzan, S., y D. Zerom (2008), "A bootstrap-based non-parametric forecast density", *International Journal of Forecasting*, vol. 24, pp. 535-50.
- Peña, D., e I. Sánchez (2007), "Measuring the advantages of multivariate vs. univariate forecasts", *Journal of Time Series Analysis*, vol. 28, pp. 886-909.
- Rossi, B., y T. Sekhposyan (2008), *Has models' forecasting performance for US output growth and inflation changed over time and when?*, texto mimeografiado, Duke University, Department of Economics.
- Silverman, B. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman & Hall.
- White, H. (1982), "Maximum likelihood estimation of misspecified models", *Econometrica*, vol. 50, pp. 1-25.

Juan Carlos Pérez-Velasco Pavón

Determinantes de la demanda por la denominación promedio de billete: el caso de México

I. INTRODUCCIÓN

Generalmente, los bancos centrales tienen, como una de sus principales funciones, el proveer a la economía de los billetes y monedas que necesita, lo cual llevan a cabo mediante el sistema bancario. El procedimiento es el siguiente: el público se abastece del efectivo que demanda, a través de los bancos y éstos, cuando lo necesitan, lo solicitan al instituto emisor. En este caso, el banco central detenta un papel de oferente pasivo y el sistema bancario es un intermediario, también pasivo, en el sentido de que ninguno influye en la cantidad de billetes y monedas en posesión del público.

En el caso del abastecimiento a la gente de acuerdo a la denominación de billetes, el papel de la banca no siempre es pasivo, ya que puede influir sobre ellas. Y es que, en la actualidad, la mayoría de los países de medio y alto ingreso utilizan a los cajeros automáticos (ATM) como principal medio de

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo de J. C. Pérez-Velasco Pavón, especialista, de la Dirección General de Emisión, del Banco de México. Correo electrónico: jcperez@banxico.org.mx.

reparto del billete. Al usar este mecanismo, los bancos escogen las denominaciones que introducen en los cajeros automáticos en función de sus intereses, los cuales pueden ser, desde las preferencias del público, hasta una mezcla de denominaciones diferente a la deseada (por ejemplo, la que reduzca el costo de distribución de la banca, restringida a un monto demandado). Esta situación es poco probable que suceda en las ventanillas bancarias, pues el cuentahabiente puede en ese momento solicitar las denominaciones que desea.

Cuando la banca central suministra de efectivo a los bancos para que éstos lo hagan al resto de la economía, ¿conoce realmente las denominaciones que quiere el público? Es decir ¿la demanda por la mezcla de efectivo de los bancos es la misma que la de la gente?

Una medida útil para estudiar la mezcla de denominaciones es la denominación promedio, que se define como el monto entre el número de billetes en circulación y que se puede interpretar como una media ponderada de las denominaciones en circulación.¹ El objetivo de este artículo es mostrar un modelo que refleje las preferencias del público sobre la denominación promedio y establezca las condiciones según las cuales la banca tiene incentivos para llevarse altas denominaciones (una denominación promedio mayor a la esperada).

La importancia de conocer la demanda del público por la denominación promedio es que los bancos centrales tendrían una forma para determinar la mezcla promedio de denominaciones deseada, evitando así los problemas que se derivarían de que el sistema bancario desvíe dicha mezcla de la realmente demandada.

II. MODELO

El objetivo del modelo es determinar una función de demanda

¹ Es importante mencionar que el conocimiento de la denominación promedio deseada por el público no implica que se observe la demanda por cada denominación, pues dicha variable puede ser lograda con muchas combinaciones de las denominaciones. Es por ello importante aclarar que este artículo no determina la demanda por cada denominación.

de la denominación promedio, a través de una ampliación del conocido trabajo sobre demanda de dinero de Baumol-Tobin. A continuación se presentan los principales supuestos.

1. Principales supuestos:

- i) Se asume una economía formada por J individuos² y un banco con K cajeros automáticos.³ Todos los sujetos disponen de una cuenta bancaria. El efectivo está compuesto solamente por billetes.
- ii) Cada persona recibe su ingreso a través de un depósito en su cuenta bancaria. Su consumo es constante (siempre por el mismo monto) y todas las transacciones las realiza en efectivo. No hay ahorro, por lo que su ingreso es igual a su consumo.
- iii) Los individuos son iguales, salvo por la fecha en que reciben sus ingresos; cada uno de ellos lo recibe al principio de su periodo de pago L (un mes, por ejemplo), en donde, por facilidad, suponemos que $L_c = 1$.⁴ A su vez, los periodos de pago están repartidos, de forma equidistante, en el tiempo.
- iv) Los individuos se abastecen de efectivo en el banco por dos medios: ventanilla (cajas en las sucursales) y cajeros automáticos (en todas las sucursales hay cajeros automáticos y también puede haber afuera de las sucursales). Los cajeros automáticos sólo atienden retiros de efectivo. Las sucursales realizan retiros de efectivo y otras transacciones. El tiempo de un retiro en cajero nunca es superior al de uno en ventanilla.
- v) Las denominaciones de billetes son continuas (es decir, puede haber una denominación de 127.9 unidades monetarias).

² Individuos, personas, público, sujetos y cuentahabientes se usarán como sinónimos.

³ En adelante, cajero automático y ATM se usarán como sinónimos. Cuando se hable de ventanilla bancaria se referirá a las cajas, dentro de las sucursales bancarias, con atención de un operador.

⁴ El subíndice c indica consumidor o cuentahabiente.

vi) Para que un cliente pueda retirar efectivo de su cuenta a través de un cajero automático, es indispensable que posea una tarjeta de débito (sólo puede tener como máximo una tarjeta). Si el sujeto tiene tarjeta, siempre va a preferir retirar efectivo a través de cajero automático que de ventanilla, dado que el tiempo de espera del cajero nunca es superior al de la ventanilla (supuesto iv).

2. Clientes bancarios

Sea S/P la demanda promedio real de efectivo, donde S es la demanda nominal y P algún índice de precios. Cada individuo recibe su ingreso, denotado como Y a través de un depósito en su cuenta bancaria al principio de su periodo de pago ($L_c = 1$), y cada cierto tiempo acude al banco hasta que, al final, retira todo su ingreso. A su vez, el banco le paga una tasa de interés⁵ r de acuerdo al saldo promedio que mantenga depositado a lo largo del intervalo de tiempo. Sea m el número de veces que acude al cajero a retirar efectivo a lo largo del periodo. En cada ocasión retirará Y/m unidades monetarias, es decir, el total de su ingreso, que es igual a su consumo, entre el número de veces que acude al banco. Asimismo, el costo por retiro lo denominaremos como c (ya sea lo que cobre el banco o lo que le cuesta al individuo llegar al cajero). Con esto en mente, el costo total por mantener cierta cantidad de efectivo vendrá dado por la siguiente expresión:⁶

$$(1) \quad CT_c = \frac{Y}{2m} r + cm.$$

Dado que las denominaciones son continuas, si el sujeto, al retirar Y/m de efectivo, escoge sólo un billete, la denominación de éste será precisamente de Y/m ; si decide retirar dos

⁵ La tasa de interés que los bancos pagan por mantener un determinado saldo en las cuentas corrientes tiende a ser muy pequeña (y generalmente negativa en términos reales). No obstante la gente mantiene dinero en esas cuentas por cuestiones de seguridad y manejo del dinero, por lo que la tasa de interés (r) del modelo puede interpretarse de una forma más general que el premio monetario. Un ejemplo sería una interpretación como el premio monetario más el pago de la prima de seguro.

⁶ Este modelo puede ser consultado en Dornbusch *et al.* (1998) o en cualquier manual de Macroeconomía.

billetes, la denominación promedio será de $Y/2m$; en particular, si decide retirar n billetes, su denominación promedio será de Y/nm , donde n es el número de billetes que retira. De hecho, Y/nm es la denominación promedio que el cliente demanda (dp), ya que (Y/m) es el monto, al que dividimos por el número de piezas (n). Ahora bien, conforme la denominación promedio sea más alta, el sujeto podría tener problemas cuando quisiese realizar sus compras (recuérdese que el consumo siempre es por el mismo monto). Si escoge denominaciones grandes, el individuo se arriesgará a que el vendedor no tenga el cambio o vuelto (cambio o vuelto se refiere al monto de efectivo que el vendedor le regresa al comprador, correspondiente a la diferencia entre la cantidad pagada y el precio del artículo comprado),⁷ por lo que tendrá que buscarlo, lo cual resulta costoso. Llamaremos a ese costo como a , que consideramos proporcional a la denominación (mientras más alta es la denominación promedio del retiro, los costos por falta de cambio serán mayores). Por otro lado, el sujeto se enfrentará a otro costo por transporte de billetes. A este costo lo denotaremos como b , el cual se supondrá proporcional al número de billetes. De esta forma, se puede construir la función de costo total (la ecuación 1 más los costos descritos) como sigue:

$$(2) \quad CT = \frac{Y}{2m}r + cm + \frac{Y}{nm}a + bnm.$$

Optimizando la expresión (2) respecto a m y a n , se obtienen las siguientes igualdades:

$$(3) \quad m^* = \left(\frac{Yr}{2c} \right)^{\frac{1}{2}},$$

$$(4) \quad n^* = \left(\frac{2ac}{rb} \right)^{\frac{1}{2}}.$$

Con estos valores se puede encontrar la demanda promedio por saldos de efectivo en el período de pago (expresada

⁷ Al respecto, problemas con el cambio o con el vuelto se refiere a que el vendedor no tenga las denominaciones para juntar el monto del cambio o vuelto.

como S), así como la demanda por denominación promedio dp , ambas en términos reales:

$$(5) \quad \frac{S^*}{P} = \left(\frac{Yc}{2r} \right)^{\frac{1}{2}},$$

$$(6) \quad \frac{dp^*}{P} = \left(\frac{Yb}{a} \right)^{\frac{1}{2}}.$$

La ecuación (5) es la famosa expresión de Baumol-Tobin sobre demanda de efectivo. La ecuación (6), parecida a la anterior, indica que la demanda de denominación promedio está proporcionalmente relacionada con el nivel de precios (elasticidad unitaria), por lo que la podemos expresar, al igual que el efectivo, en términos reales. Comparte con la demanda de efectivo la influencia del ingreso, y su relación de acuerdo con la *regla de la raíz cuadrada*. Por último, la dependencia respecto a los costos por *problemas de cambio y transporte de efectivo* son las esperadas. Sin embargo, lo más interesante es que no depende de la tasa de interés, lo cual se debe a que el costo de oportunidad influye sobre el monto, pero es independiente de las denominaciones. En otras palabras, la tasa de interés que se gana al invertir el efectivo es autónomo de las denominaciones con que se lleve a cabo la inversión.

3. Banco

Existe un solo banco que abastece de efectivo a los J individuos, por dos medios: ventanilla (cajas en sucursales) y cajeros automáticos (en sucursales o fuera de ellas). Para que un cliente pueda retirar efectivo de su cuenta, a través de un cajero automático, es indispensable que posea una tarjeta de débito. Supongamos que el banco ha colocado T tarjetas de débito (como máximo una por persona) con $T \leq J$, por lo que T/J es la proporción del público que puede retirar efectivo de un cajero. Recuérdense que, por el supuesto (vi), si el cliente tiene tarjeta, siempre va a preferir usar un cajero automático sobre la ventanilla bancaria. Se define el monto de efectivo que el banco debe surtir a cada cajero automático, (D) de la siguiente forma:

$$(7) \quad D = \left(\frac{JY}{K} \right) \left(\frac{T}{J} \right),$$

donde JY es el ingreso agregado (el número de individuos por el ingreso de cada uno de ellos), T/J es la proporción de cuentahabientes con tarjeta de débito y K el número de cajeros automáticos. Asimismo, por el supuesto (iii), el cual dice que los individuos reciben sus ingresos de acuerdo a sus periodos de pago ($L_c = 1$), los cuales están repartidos de forma equidistante a través del tiempo, se asegura que los depósitos en el banco y las necesidades de efectivo por parte del público son constantes en el tiempo.

a) Surtido de cajeros automáticos

El modelo supone un banco que surte de efectivo a K cajeros automáticos, por un monto D a cada uno, en tantas ocasiones como sea necesario durante un periodo dado (el cual llamaremos L_B y que, al igual que en el caso del cuentahabiente, será de longitud unitaria).⁸ El dinero depositado en el cajero automático tiene un costo de oportunidad para el banco, el cual será la misma tasa de interés que para los clientes (r). Sea M el número de veces que el banco acude al cajero para dotarlo de efectivo. En cada ocasión surtiría D/M unidades monetarias. Asimismo, el costo por abastecer al cajero de billetes lo denominaremos como γ , que se refiere al costo de transporte, proporcional al número de veces que se surta e independiente del monto (se refiere al vehículo que lo transporta). Así, el costo total por mantener cierta cantidad de

⁸ Los periodos de pago de los cuentahabientes se reparten de forma equidistante en el tiempo, con lo que el banco siempre estará recibiendo dinero, y constantemente tendrá necesidad de abastecer a los cajeros. Dichos periodos se sobreponen al lapso de tiempo que se considera para contabilizar el costo del banco, por lo que no hay problema al suponer $L_c = L_B = 1$. Por ejemplo, el periodo de pago de 30 individuos puede ser mensual (30 días), por lo que en cada día le pagan a uno de ellos, y en donde dichos periodos se repiten sucesivamente. El banco, por su parte, puede tener un lapso de contabilización de 30 días, y en cada uno recibe el ingreso de un individuo y necesita abastecer al cajero recurrentemente para las necesidades de los 30 sujetos. Dado que los 30 individuos son iguales (en ingreso y en necesidades) es irrelevante la longitud del periodo del banco.

efectivo en el cajero automático vendrá dado por la siguiente expresión:⁹

$$(8) \quad CT_B = \frac{D}{2M}r + \gamma M.$$

b) Denominación promedio en cajeros automáticos

Al igual que con el cliente bancario, la denominación promedio se define como D/NM , donde N es el número de billetes depositados. El desviarse de la denominación promedio demandada conlleva para el banco un costo, denotado como α , el cual se puede interpretar como la insatisfacción del cliente (quejas debidas al tiempo para buscar la denominación óptima, etcétera). Dicho costo se mide de acuerdo con la distancia de la denominación que introduce el banco en el cajero, respecto a la denominación promedio deseada por el público dp^* , en valor absoluto. Por otro lado, el banco se enfrenta a otro costo por transporte de billetes, indicado como β , el cual también se supondrá proporcional al monto llevado al cajero en el periodo. De esta forma, se puede construir la función de costo total, como sigue:

$$(9) \quad CT_B = \frac{D}{2M}r + \gamma M + \alpha \left| \frac{D}{NM} - dp_c \right| + \beta D.$$

Nótese que el costo total para el banco por surtir billetes se compone por uno que depende sólo del número de viajes, y otro que incumbe al monto. Al minimizar la expresión anterior con respecto a M se obtiene:

$$(10) \quad M_M^* = \left(\frac{Dr}{2\gamma} \right)^{\frac{1}{2}},$$

$$(11) \quad \frac{S_B^*}{P} = \left(\frac{D\gamma}{2r} \right)^{\frac{1}{2}}.$$

donde S_B^* es el monto óptimo que el banco introduce al cajero cada vez que lo abastece de efectivo. De la condición de primer orden se deduce que la denominación promedio

⁹ El subíndice B indica banco.

óptima dp^* será igual a la que el público desea, es decir:

$$(12) \quad dp_B^* = \frac{D}{NM} = dp_c.$$

Con la sustitución de los valores, se tiene que:

$$(13) \quad N_B^* = \left[\frac{2\gamma bc^{\frac{1}{2}} \left(\frac{T}{K} \right)^{\frac{1}{2}}}{aY^{\frac{1}{2}} r^{\frac{3}{4}}} \right]^{\frac{1}{2}},$$

donde N_B^* es la cantidad óptima de billetes que se depositan en un cajero cada vez que se surte. De lo anterior se deduce que, el monto que el banco deposita en un cajero depende positivamente de la demanda por período D y negativamente de la tasa de interés r ; asimismo, la denominación promedio es igual a la deseada por el público.¹⁰ Sin embargo, en este análisis se ha estado suponiendo (en forma implícita) que no existe límite para introducir billetes en los cajeros automáticos, de tal forma que el banco no enfrenta costos por depositar billetes de alta o baja denominación. En este escenario, la oferta de denominación promedio es igual a la demanda, y el banco central sólo tiene que surtir las denominaciones que la banca le solicite, pues los incentivos de la banca sobre las denominaciones de billete son los de abastecer las que el público desea. No obstante, ¿qué sucedería si hubiera un límite para el depósito de billete en los cajeros automáticos?

c) El efecto altas denominaciones

Los cajeros automáticos tienen un límite de capacidad de billete, al cual denotaremos como N_{caj} . Al tomar en cuenta dicho tope, el nuevo programa de minimización de costos sería la ecuación (9) sujeta a $N \leq N_{caj}$. Cuando la restricción sea efectiva, el resultado para el depósito S_{BR}^* / P y para la denominación promedio dp_{BR}^* / P , los dos en términos reales, son los siguientes:

¹⁰ Es importante tener en cuenta que la denominación deseada por cada individuo es la misma que la agregada, al tener en cuenta que los sujetos son iguales.

$$(14) \quad \frac{S_{BR}^*}{P} = \left[\frac{Y \left(\frac{J}{K} \right) \left(\frac{T}{J} \right) \gamma}{2 \left(\frac{r}{2} + \frac{\alpha}{N_{caj}} \right)} \right]^{\frac{1}{2}};$$

$$(15) \quad \frac{dp_{BR}^*}{P} = \left[\frac{Y \left(\frac{J}{K} \right) \left(\frac{T}{J} \right) \gamma}{N_{caj}^2 \left(\frac{r}{2} + \frac{\alpha}{N_{caj}} \right)} \right]^{\frac{1}{2}}, \quad \text{con } dp^* < dp_{BR}^*;$$

$$(16) \quad \frac{dp_{BR}^*}{P} = \left[\frac{Y \left(\frac{J}{K} \right) \left(\frac{T}{J} \right) \gamma}{N_{caj}^2 \left(\frac{r}{2} - \frac{\alpha}{N_{caj}} \right)} \right]^{\frac{1}{2}} P, \quad \text{con } dp^* > dp_{BR}^*;$$

donde el subíndice R indica restricción. En este caso, se dirá que existe el efecto *altas denominaciones*, que se define como *incentivos de los bancos para introducir en los cajeros billetes de denominaciones más altas* (ecuaciones 15 y 16) *que las demandadas por el público* (ecuaciones 6 y 12). Ello, por cuestiones de costos por parte de los bancos. Como se puede notar, existen dos ecuaciones para la denominación promedio según el efecto *altas denominaciones*. En términos matemáticos, se debe a que el costo está expresado en valor absoluto. De manera intuitiva, el costo de desviarse de la denominación promedio cuando de inicio $dp^* < dp_{BR}^*$, es el mismo que cuando sucede lo contrario, pero la reacción de los bancos respecto a la denominación promedio no tiene por qué serlo. Si estamos de inicio en el caso de que $dp^* < dp_{BR}^*$, *ceteris paribus*, el crecimiento de la denominación promedio según el efecto *altas denominaciones* será mayor que en el caso de que $dp^* > dp_{BR}^*$, simplemente porque en este segundo caso la denominación promedio está por debajo de la deseada por el público, por lo que su incremento derivaría, al principio, en un costo menor, hasta llegar al primer caso, en donde el alejarse implica un mayor costo.

La lógica según el efecto *altas denominaciones* es la siguiente:

si los bancos quisieran depositar exactamente el monto sin restricción S_B^* (ecuación 11), deberán hacerlo con denominaciones muy altas, ya que si lo hicieran con las denominaciones demandadas por el público, el número de billetes simplemente *no cabría* en el cajero; en contra, si quisieran depositar billete con la denominación promedio deseada por la gente, dp^* (ecuación 6), deberán reducir el monto del depósito, pero tendrán que proveer a los cajeros con una mayor frecuencia que la óptima, lo que implicaría un mayor costo. Así, la combinación que minimiza el costo (la ecuación 9) será una tal que $S_B^* \geq S_B$ y $dp^* \leq dp_{BR}^*$, es decir, menor monto y mayor denominación promedio que las deseadas. En este escenario, los bancos tendrían incentivos para introducir en los cajeros automáticos denominaciones mayores a las demandadas por el público.

Cuando el efecto *altas denominaciones* está presente, la denominación promedio estará en función de los siguientes factores (ecuación 15):

- i) del ingreso Y , de la misma forma que cuando la restricción no sea efectiva (ecuación 6); puede notarse que la elasticidad del ingreso respecto a la denominación promedio sigue siendo la misma.
- ii) de la tasa de interés r , ya que, cuando ésta se incrementa, también lo hará el costo de oportunidad de mantener saldos en el cajero, por lo que los bancos estarían dispuestos a hacer más viajes para surtirlos, pudiendo introducir denominaciones más bajas, es decir, la restricción sería *menos efectiva*.
- iii) del número de tarjetas en proporción al número de cuentahabientes T/J , ya que si el número de tarjetas es reducido, la distribución de efectivo por medio de cajeros también lo sería, por lo que el efecto altas denominaciones podría pasar inadvertido;
- iv) del número de cuentahabientes por cajero automático, J/K , debido a que si existen pocos cajeros en relación con los cuentahabientes, la demanda de efectivo por cajero será excesiva, lo que incentivaría a los bancos a introducir altas denominaciones.

Un punto que necesita aclaración es el papel de los cajeros

automáticos: por un lado, es necesario que la distribución de efectivo a través de cajeros sea significativa para que se presente el efecto *altas denominaciones*, pues en caso contrario el resultado de introducir denominaciones no deseadas en pocos cajeros sería irrelevante (simplemente suponga una economía con $J = 100,000$ individuos y con un solo cajero; las denominaciones en el cajero podrían ser muy altas, pero la mayoría de la gente seguiría sacando el efectivo a través de ventanilla, en donde solicitarían las denominaciones deseadas); esta situación la capta el término T/J de la ecuación 15 y 16, a través del número de tarjetas, inciso (iii) anterior. Sin embargo, una vez que la distribución por este medio ya es significativa (condición necesaria para que el efecto *altas denominaciones* sea real y afecte a la mayoría de los individuos), entonces a medida que hay más cajeros, *ceteris paribus*, la demanda de efectivo en cada uno de ellos será menor, alejándose así del efecto *altas denominaciones*. Este último efecto se refleja en el término T/K . De hecho, con esta proporción es posible determinar una frontera entre la existencia o no del efecto *altas denominaciones*, ya que, de ser muy alta la proporción, la demanda de efectivo por cajero crecería hasta alcanzar N_{caj} y los bancos estarían incentivados a introducir altas denominaciones. Dicho valor es el siguiente:

$$(17) \quad \frac{T}{K} > \left[\frac{N_{caj}^2 a Y^{\frac{1}{2}} r^{\frac{3}{4}}}{2\gamma b c^{\frac{1}{2}}} \right]^{\frac{1}{2}} P.$$

Si la distribución de billete a través de cajeros automáticos es significativa, y se cumple la desigualdad anterior, entonces se presentará el efecto *altas denominaciones*.

*Consecuencias del efecto altas denominaciones sobre
la denominación promedio deseada por el público*

Una mayor denominación promedio a la deseada desembocaría en lo que podemos denominar como el problema del cambio, el cual se define como *una escasez de denominaciones bajas respecto a denominaciones altas*. Este problema no se presenta con otros medios de pago de bajo valor, como las tarjetas (de

débito, de crédito o monederos electrónicos) o los cheques, pues las transacciones son por el importe exacto. Asimismo, la intensidad del problema del cambio está relacionada con la diferencia entre la denominación promedio observada y deseada con la relación tarjetas de débito versus cajeros automáticos. Por último, el efecto altas denominaciones desembocará en que los costos por el uso de efectivo se incrementen, pero no se espera ninguna otra secuela.

III. LA DENOMINACIÓN PROMEDIO EN MÉXICO EN EL PERIODO 1990-2008

El objetivo de esta sección es contrastar el modelo de la determinación de la denominación promedio para el caso de México, en el periodo 1990-2008, a la luz de las condiciones en las cuales la banca pudo haber tenido incentivos para demandar denominaciones más altas que las deseadas por el público. Para tal fin, en la primera parte se presentan algunas consideraciones sobre el efecto *altas denominaciones* y, posteriormente, se analiza el comportamiento de la denominación promedio en el periodo señalado.

1. Existencia del efecto *altas denominaciones*

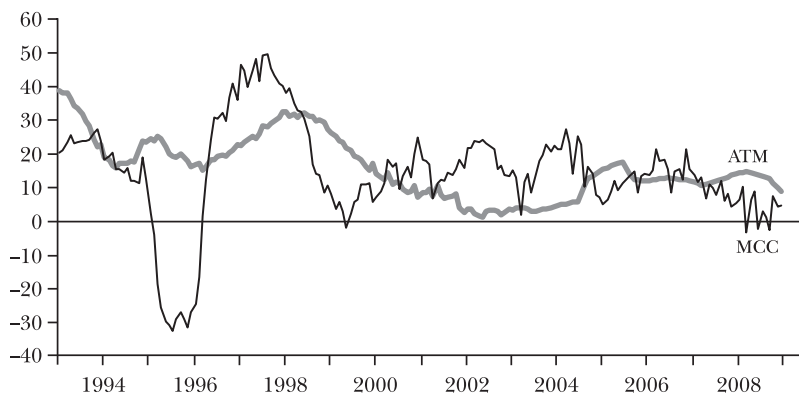
Una condición necesaria para la existencia del efecto *altas denominaciones* es que una proporción significativa de la distribución de efectivo se lleve a cabo a través de cajeros automáticos, lo cual se refleja por la proporción de cuentahabientes que disponen de tarjetas bancarias T/J (ecuaciones 15, 16 y 17). Por ello, el primer punto será estudiar, aunque de forma breve, la situación de la distribución de efectivo en México en el periodo referido y, a continuación, se utilizarán técnicas econométricas para identificar, de haberlos habido, los periodos con efecto *altas denominaciones*.

a) Distribución de efectivo en México (1990-2008)

La distribución de efectivo a través de cajeros automáticos en México ha presentado un incremento fuerte y sostenido durante el periodo que abarca la muestra (ver gráfica I). En

1990 existía un cajero por cada 65 mil habitantes,¹¹ mientras que en 2008 esta cifra fue de un cajero por cada 3,077 habitantes.¹² Respecto a las tarjetas de débito, no se dispone de datos sobre su número sino hasta principios de 2002, por lo que no es posible construir el indicador de tarjetas por cajero (T/K) para el periodo de estudio. No obstante, como aproximación se utilizará el monto de cuentas corrientes (MCC), en términos reales. Dicho monto refleja los depósitos en los bancos en los cuales el cliente dispone de una tarjeta de débito, pero no de chequera (o talonario). Su crecimiento como medio de pago ha sido importante (ver gráfica I). La proporción del MCC respecto al agregado M1¹³ era aproximadamente 3% en enero de 1990, mientras que en diciembre del 2008 dicha proporción alcanzó 16.2%. Los datos anteriores muestran que el reparto de efectivo a través de cajeros automáticos ha tenido un aumento muy relevante en México en el periodo 1990-2008, siendo en la actualidad el más importante.

GRÁFICA I. INCREMENTO PORCENTUAL ANUAL DE CAJEROS AUTOMÁTICOS Y DEL MONTO DE CUENTAS CORRIENTES, DE ENERO DE 1993 A ENERO DE 2008 (en términos reales)



b) Efecto altas denominaciones

De acuerdo a las ecuaciones (6) y (12), la denominación

¹¹ Consejo Nacional de Población (CONAPO) y estimaciones propias para el número de cajeros.

¹² CONAPO y Banco de México.

¹³ M1 = efectivo en poder del público más cuentas de cheques más el monto en cuenta corriente.

promedio, en términos reales, depende del ingreso (Y). No obstante, si existe el efecto *altas denominaciones*, entonces la denominación promedio estará en función, además del ingreso, de la relación tarjetas de débito a cajeros (T/K) y de la tasa de interés (r) (ecuaciones 15 y 16; ver cuadro 1).

CUADRO 1

Sin efecto altas denominaciones	$\frac{dp^*}{P} = \frac{dp_B^*}{P} = \left(\frac{Yb}{a} \right)^{\frac{1}{2}}$
Con efecto altas denominaciones	$\frac{dp_{BR}^*}{P} = \left[\frac{Y \left(\frac{T}{K} \right)^\gamma}{N_{caj}^2 \left(\frac{r}{2} \pm \frac{\alpha}{N_{caj}} \right)} \right]^{\frac{1}{2}}$

Con el fin de conocer si ha existido el efecto *altas denominaciones* en México en el periodo 1990-2008, se utilizó la siguiente regresión:

$$(18) \ln(dp/P) = const + a \ln(r) + b \ln(TK/P) + c \ln(Y) + POL + \varepsilon ,$$

donde la variable dependiente (dp/P) es la denominación promedio en términos reales,¹⁴ y como variables independientes se tienen: la tasa de interés nominal (r),¹⁵ el ingreso (Y), en donde se probó tanto un índice de la actividad económica como una aproximación de los salarios reales. Asimismo, como ya se mencionó, al no haber información de tarjetas por cajero en el periodo referido, se usó, a manera de aproximación, el monto de cuentas corrientes respecto a cajeros,¹⁶ el cual denominamos como (TK/P) . Por último, a todas las variables se les eliminó el efecto estacional, usando el método X11 multiplicativo.

La hipótesis a contrastar es la siguiente: Independientemente del efecto altas denominaciones, el parámetro c deberá estar cercano a $\frac{1}{2}$. Ahora, de existir dicho efecto, entonces $a < 0$ y $b > 0$.

¹⁴ Fuente: Banco de México.

¹⁵ CETES a 28 días. Fuente: Banco de México.

¹⁶ Fuente: Banco de México.

Resultados

Antes de mostrar los datos de la regresión completa, se presentan los resultados de la variable ingreso. Se probaron dos variables: el Índice Global de Actividad Económica¹⁷ (IGAE) como una aproximación a la producción, así como los Ingresos Medios por Trabajador de la Industria Manufacturera (INTIM) como aproximación de los salarios reales.¹⁸ El parámetro del INTIM es cercano a ½ desde 1990 hasta la crisis financiera que tuvo México en 1995; de ahí en adelante la variable relevante es el IGAE, por lo que para la prueba estadística entre 1990-2008 se escogió esta última variable, agregando una variable binaria para el lapso 1990-1995. La regresión completa y sus resultados son los siguientes:

CUADRO 2

Regresión			
$\ln\left(\frac{dp}{P}\right) = \text{const} + a \ln(r) + b \ln\left(\frac{TK}{P}\right) + c \ln(\text{IGAE}) + \text{POL} + \varepsilon$			
Resultados			
		<i>Valor del parámetro</i>	<i>Valor P</i>
Constante		-0.72	0.03
Tasa de interés	\hat{a}	-0.09	0.00
TK/P	\hat{b}	-0.11	0.08
IGAE	\hat{c}	0.45	0.00
Periodo muestral		1990:01-2008:12	
R ²		0.72	
R ² ajustado		0.71	

En los resultados de la regresión se puede observar una elasticidad de 0.45 para el ingreso respecto a la denominación promedio, que de hecho no es estadísticamente diferente de 0.5, como lo establece la hipótesis. Ahora bien, de existir el efecto *altas denominaciones*, la denominación promedio dependería, además del ingreso, de la tasa de interés y de la

¹⁷ Fuente: Banco de México.

¹⁸ Ingresos Medios por Trabajador de la Industria Manufacturera. Fuente: Banco de México.

relación TK/P , es decir, el parámetro $a < 0$ y el $b > 0$. Para el periodo muestral, $\hat{a} < 0$, lo que sería evidencia de que ha existido el mencionado efecto, sin embargo, $\hat{b} < 0$ y tiene significancia a nivel de 5%, es decir, el signo es contrario al esperado. Lo anterior puede deberse a lo siguiente: *a*) el efecto *altas denominaciones* no existió en ese lapso, *b*) la aproximación no está funcionando (MCC no considera las tarjetas de débito con chequera, además de que el monto puede ser influido por otras variables ajenas al número de tarjetas), y *c*) el efecto lo está absorbiendo la tasa de interés, en particular, al considerar que en el periodo analizado pudo haber lapsos con el efecto *altas denominaciones* y otros periodos sin el efecto. ¿Cómo saberlo?

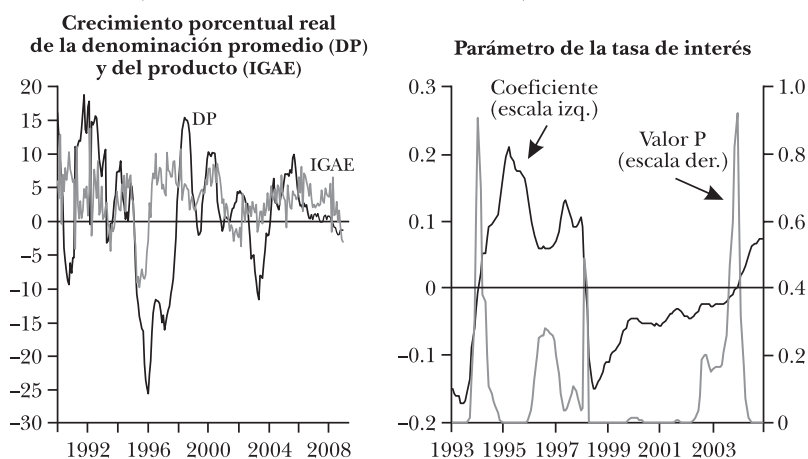
Para averiguar si hubo efecto altas denominaciones en algún subperiodo de la muestra, se utilizó la misma regresión pero para periodos muestrales de seis años, se comenzó en el intervalo 1990:01-1996:01 y se realizaron regresiones sucesivas (quitando el primer mes y añadiendo otro) hasta terminar en el intervalo 2002:12-2008:12. En los epígrafes siguientes se presentan los resultados, por periodos, junto con una breve explicación de los acontecimientos relevantes, con objeto de usar información de otra índole para apoyar los resultados.

c) Comportamiento por periodos

La forma de presentar los resultados se puede apreciar en la gráfica II, y se explica a continuación. En la gráfica izquierda se muestra el crecimiento real anual de la denominación promedio y del producto (medido a través del IGAE). En la gráfica de la derecha se muestra el valor del parámetro de la tasa de interés para la regresión (18) en subperiodos de seis años, comienza en 1990:01 y finaliza en 2008:12, en donde en el eje izquierdo aparece el valor del parámetro y en el derecho la probabilidad de no significancia (si el valor $P = 0$ quiere decir que la variable es significativa estadísticamente). El tiempo que se presenta en el eje horizontal de la gráfica de la derecha se refiere a la mitad del periodo de la regresión; por ejemplo, enero de 1993 representa el intervalo 1990:01 a 1996:01 (seis años) y así, progresivamente. Las gráficas se presentan juntas pues, en caso de que el crecimiento de la

denominación promedio real sea superior a la mitad del aumento del producto, (pues la elasticidad de la denominación promedio real respecto al ingreso es de $\frac{1}{2}$), habría alguna evidencia de que el efecto altas denominaciones está presente, lo cual se puede corroborar con un parámetro de la tasa de interés negativo y significativo ($P = 0$). No se presentan las gráficas de TK/P ni del ingreso. En el primer caso debido a que el parámetro y su significancia son muy cambiantes, (lo cual, al ser una aproximación, puede estar influida por otras variables) y del ingreso, pues el resultado fue el esperado.

GRÁFICA II (DE ENERO DE 1990 A ENERO DE 2008)



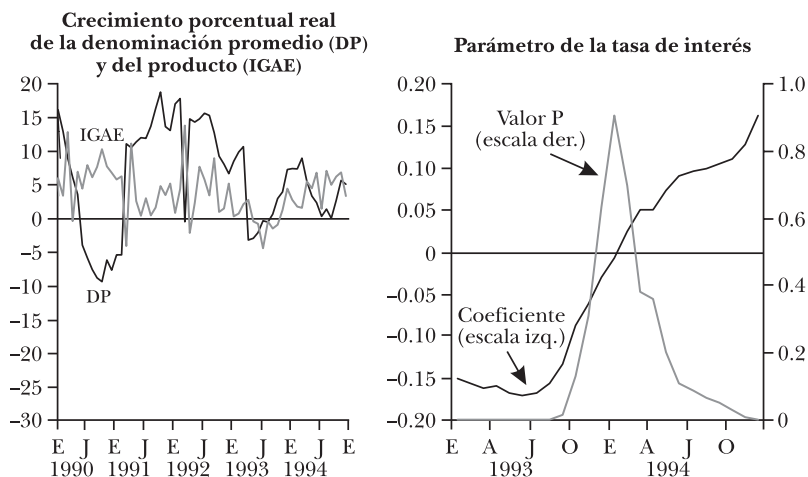
1990-1994; comienza la distribución de efectivo a través de cajeros (gráfica III)

En el periodo 1990-94, la distribución de efectivo a través de cajeros era por un monto relativamente pequeño, pero con un crecimiento muy acelerado. El aumento anual tanto de las cuentas corrientes como de los cajeros automáticos fueron superiores al 100%, entre principios de 1990 y finales de 1992. De hecho, el incremento en la denominación promedio fue mayor a la del producto desde inicios de 1991 a principios de 1993, lo que podría estar referido ya a un efecto *altas denominaciones*, lo cual se constata con el signo negativo y significativo de la tasa de interés. Dicho efecto se debería a que los cajeros automáticos no daban abasto para surtir la

demanda de efectivo, por lo que afloraron incentivos para que los bancos usaran altas denominaciones en exceso. En 1994 aparentemente desaparecen dichos incentivos, al registrarse un fuerte aumento en el número de cajeros automáticos.

Es muy importante señalar que, en ese periodo, las sucursales bancarias estaban obligadas a prestar el servicio de cambio de denominaciones sólo a sus clientes, por lo que el público no bancarizado enfrentaba problemas si quería cambiar denominaciones altas por bajas.

GRÁFICA III (1990-94)



1995-1997; la denominación promedio depende del ingreso (gráfica IV)

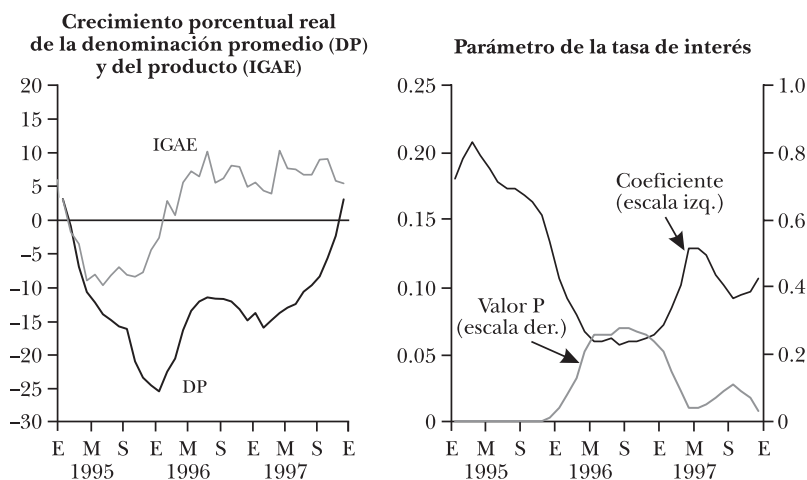
Este lapso se identifica por una profunda crisis financiera en 1995 y sus secuelas en años posteriores. La crisis fue de tal magnitud que el ingreso, en particular los salarios reales, llegaron a disminuir en un 23%, en diciembre de 1995 respecto al mismo periodo del año anterior. La denominación promedio siguió muy de cerca a los salarios reales, llegando a caer 20% a finales de ese año. Este comportamiento, más el hecho de que el parámetro de la tasa de interés aparezca con el signo contrario es evidencia para afirmar que no hubo efecto altas denominaciones.

En 1996 comienza un crecimiento muy fuerte de las tarjetas de débito (usando MCC como aproximación del número

de tarjetas), así como de cajeros automáticos (ver gráfica I). Si bien el crecimiento del MCC fue mayor al de los cajeros, aparentemente no se alcanzó la cota en la cual se entra en la zona del efecto *altas denominaciones* (ecuación 16). En este periodo, el crecimiento de la denominación promedio fue inferior a la del producto, además de que la variable que refleja la influencia de la tasa de interés sobre la denominación promedio tiene el signo contrario al esperado, por lo que se considera no relevante.

En 1996 se instaura la figura del Centro de Canje, el cual se encuentra en determinadas sucursales bancarias (aproximadamente una de cada diez) y que, entre otros servicios, tenía (y tiene, ya que siguen en operación) la obligación de cambiar billetes de una denominación por otras (con un límite superior) al público en general (clientes y no clientes).

GRÁFICA IV (1995-97)

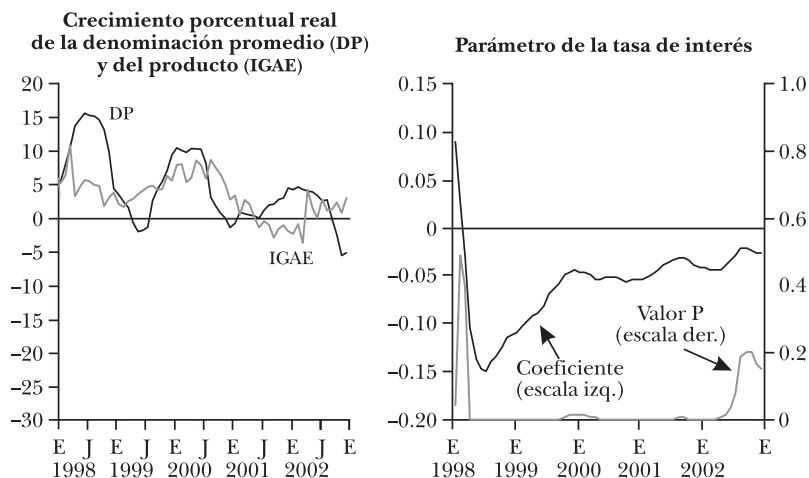


1998-2002; aparición del efecto altas denominaciones (gráfica V)

A partir de la segunda mitad de 1998 la denominación promedio creció por arriba del producto, hasta mediados del 2002, salvo por dos pequeños periodos. Asimismo, es de notar el cambio en el signo de la elasticidad tasa de interés que, en muy poco tiempo pasa a negativo con alta significancia estadística. De lo anterior se pueda afirmar que, para

1998, el efecto altas denominaciones ya estaba presente (ver gráfica V).

GRÁFICA V (1998-2002)



2003-2004; política del cambio: control de las denominaciones (gráfica VI)

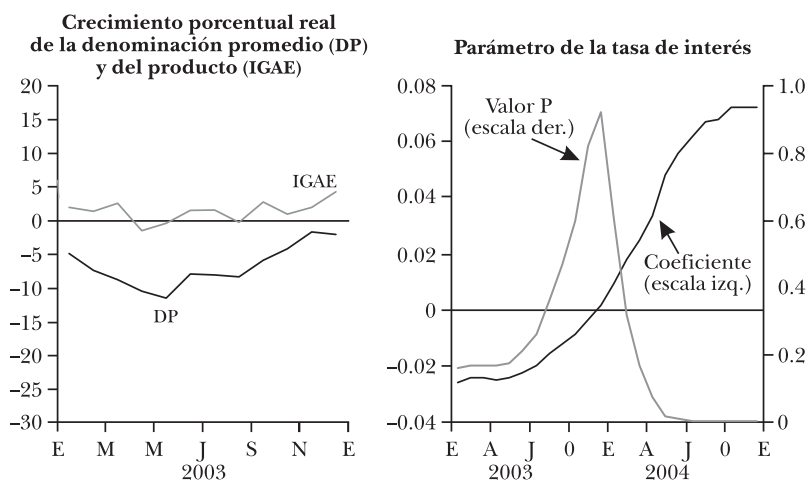
Dado que la denominación promedio real estaba creciendo por arriba del producto de forma consistente, además de la evidencia de que existía el efecto *altas denominaciones*, el Banco de México estableció una política para controlar la mezcla de billete que los bancos demandaban al instituto central.¹⁹

La política logró su objetivo; reducir la denominación promedio (gráfica VI). No obstante, la imposición generó problemas de colocación de denominaciones de billete en sectores que no necesariamente los deseaban así como, de acuerdo con la banca, altos costos para colocar las denominaciones bajas. Es así que se llegó a un punto en donde se reconocía la

¹⁹ La política comenzó en junio del 2002 y su objetivo era incrementar la circulación de las denominaciones de MXN 50 y MXN 100 y reducir la de MXN 200. Para tal efecto, el instituto central puso las siguientes restricciones a los bancos: en cada ocasión que la banca retirara billetes de MXN 200, deberían llevarse también de MXN 50 y MXN 100; asimismo, cada vez que depositaran billetes de MXN 50 y MXN 100 deberían depositar también de MXN 200.

existencia del efecto *altas denominaciones* por parte del Banco de México y de la banca, pero también se aceptaba que la solución (el control de la mezcla) no era la óptima. Por ello, se buscó una mejor forma de acercar la oferta de denominaciones a la demanda.

GRÁFICA VI. (2003-04)



2005-2008; desaparición del efecto *altas denominaciones* (gráfica VII).

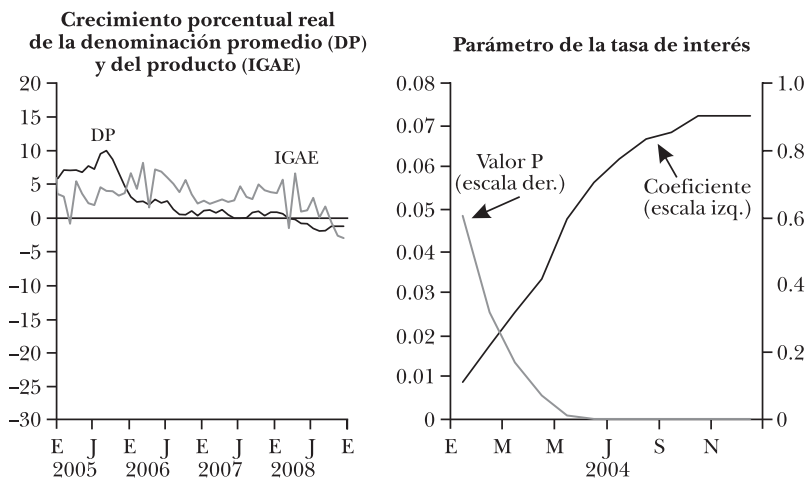
Con objeto de procurar una mezcla de denominaciones que fuera acorde a la deseada por el público, a partir de diciembre de 2004 los bancos están obligados a prestar el servicio de cambio de denominaciones al público en general,²⁰ y no sólo a sus clientes, como se venía haciendo. Además, se impulsan los llamados Centros de Canje.

No obstante, justo después de que se cancelara la política del cambio, la denominación promedio comenzó a aumentar vigorosamente. Se preveía que el efecto *altas denominaciones* iba a derivar en un crecimiento cada vez mayor de la denominación promedio, llevando entonces al Banco de México a retomar la política o establecer otras medidas para detener el aumento acelerado en la denominación promedio.

Desde principios del 2005 comenzó, sin embargo, un

²⁰ Fuente: Banco de México.

GRÁFICA VII (2005-2008)



crecimiento muy importante en el número de cajeros automáticos, por arriba del aumento en el número de tarjetas de débito²¹ (ver gráfica VIII), lo que indujo una reducción en el efecto *altas denominaciones* (ecuación 16) hasta desaparecerlo.

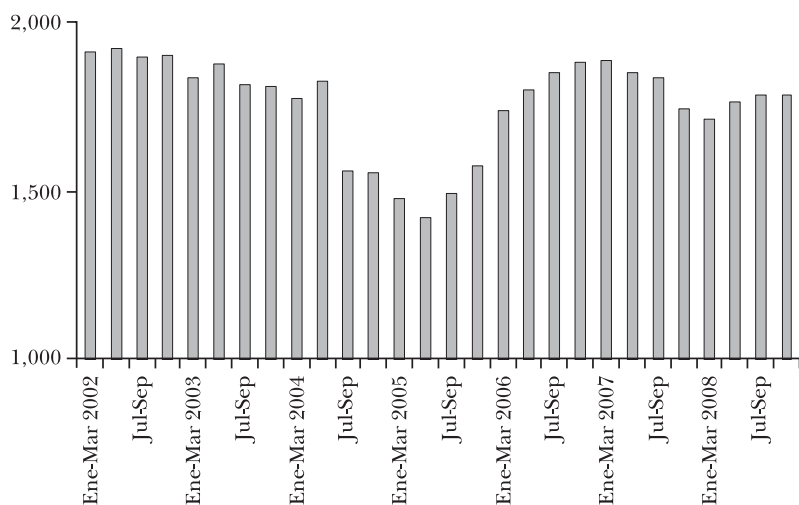
Sin embargo, para que la denominación promedio se comporte de acuerdo con lo deseado por el público se han instrumentado, por parte del Banco de México, las siguientes acciones:

- i) Dar facilidades al público para que pueda utilizar el sistema bancario para realizar cambios en las denominaciones de los billetes. Al respecto, se ha llevado a cabo una intensa campaña publicitaria, a nivel nacional, a través de radio, televisión y repartición de folletos y trípticos, con el objeto de que todo el público conozca dicho servicio. Los resultados han sido satisfactorios.
- ii) De cualquier forma, se han establecido límites mensuales al incremento en la denominación promedio a la banca, de acuerdo a lo que se estima es lo deseado por el público (ecuaciones 6 y 12) así como a través de encuestas. Para la consecución del límite entre los bancos, se ha dejado que

²¹ Desde principios del 2002 se dispone de información sobre el número de tarjetas de débito.

éstos decidan la forma de hacerlo. Hasta el momento dichos límites se han respetado.

GRÁFICA VIII. NÚMERO DE TARJETAS DE DÉBITO POR CAJERO AUTOMÁTICO, 2002-2008



IV. CONCLUSIONES

En el artículo se ha presentado una forma funcional para la demanda por efectivo (monto de billetes) y para la demanda de la denominación promedio (monto entre cantidad de billetes). La demanda de efectivo es la del modelo de inventarios de Baumol-Tobin, la cual sirve para construir la demanda por denominación promedio.

El propósito de haber construido el modelo es que, generalmente, la distribución del billete es una función de la banca central. Al respecto, el sistema bancario tiene un papel pasivo en dicha distribución, en el sentido en que el monto que demanda a la banca central es exactamente el mismo que le demanda el público. Sin embargo, esto no siempre sucede en la determinación de la denominación promedio. Ello, debido a que existen factores tales que los bancos pueden tener incentivos para colocar una denominación promedio superior a la deseada por la gente. Estos incentivos, llamado efecto *altas denominaciones*, aparecen cuando la relación entre el

número de tarjetas de débito respecto al de cajeros automáticos es muy alta, y las consecuencias de este efecto es una falta de cambio entre el público (escasez de bajas denominaciones respecto a las altas). Lo anterior, como es de esperarse, puede generar problemas a la banca central en cuanto a la eficiencia del billete como medio de cambio.

El modelo puede ser útil para la banca central, con el fin de conocer la demanda por denominación promedio de la gente y saber cuando los bancos tienen incentivos para abastecer al público de una denominación promedio diferente a la deseada.

Para contrastar el modelo, se llevó a cabo un análisis del comportamiento de la denominación promedio en México en el periodo 1990-2008, cuyas principales conclusiones son las siguientes:

- De 1990 a 1992, aparentemente se presentó el efecto *altas denominaciones*, debido a que el crecimiento de las tarjetas de débito fue mayor al de cajeros automáticos.
- De 1993 a 1997, la denominación promedio dependió principalmente del ingreso.
- De 1998 a 2002, la denominación promedio creció fuertemente, debido a que se presenta el efecto *altas denominaciones*.
- De 2002 a 2004, el Banco de México instrumenta una política para contrarrestar el aumento sostenido en la denominación promedio y así evitar problemas por falta de cambio.
- En el periodo de 2005 a 2006, aparentemente el efecto *altas denominaciones* desaparece, al registrarse un fuerte aumento en los cajeros automáticos.

BIBLIOGRAFÍA

- Banco de México <www.banxico.org.mx>.
Dornbusch, R., S. Fischer y R. Startz (1998), *Macroeconomía*, séptima edición, McGraw-Hill, Madrid

- Greene, W. (2003), *Econometric Analysis*, quinta edición, Prentice Hall.
- Patterson, K. (2000), *An Introduction to Applied Econometrics; a Time Series Approach*, Macmillan Press, LTD, Londres.
- Pérez-Velasco Pavón, J. C. (2000), “La demanda de billetes y monedas para países en desarrollo: el caso de México”, *Monetaria*, vol. 23, n^o 3, julio-septiembre, pp. 265-95.
- Pérez-Velasco Pavón, J. C. (2002), “Influencia de las tarjetas de débito sobre la demanda de efectivo”, *Cuadernos de Economía: Latin American Journal of Economics* (Pontificia Universidad Católica de Chile), n^o 116, pp. 51-93.
- Sargent, T., y F. Velde (2002), *The Big Problem of Small Change*, Princeton University Press.

Andrés Schneider

Regímenes de flotación administrada: un enfoque de cartera

“Puesto que no sólo debemos buscar la verdad, sino también la causa del error, en efecto, esto ayuda a producir confianza, porque al ver racionalmente por qué parece verdad lo que no lo es, nos proporciona una mayor convicción en la verdad...”

*Aristóteles (384 a.e.c.-322 a.e.c).
Ética a Nicómaco, libro séptimo.*

I. INTRODUCCIÓN

En el presente trabajo se propone un enfoque de cartera a los efectos de estudiar una de las piezas críticas en los regímenes de flotación administrada: la política de esterilización.

En ese sentido, se plantea un modelo de cartera de raíz *tobiniana* con sistema financiero (De Grauwe, 1982 y Santomero y Siegel, 1981), con especial énfasis en la relevancia del supuesto de sustituibilidad bruta de activos financieros. Dicho supuesto es clave, debido a que configurará un escenario determinado en el cual los costos y efectividad de la política de esterilización cobran ciertas características.

Los regímenes de flotación administrada se han estado estudiando ampliamente en la literatura ya que proponen un

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de A. Schneider, profesor de la Universidad de Buenos Aires. El autor agradece especialmente los aportes y comentarios de José Fanelli y Eduardo Corso. Correo electrónico: (andresschneider@fibertel.com.ar).

esquema monetario diferente a las llamadas *soluciones de esquina*, donde la selección del régimen queda circunscripta a la discusión *fijo versus flexible* en referencia al tipo de cambio nominal (Bonfinger y Wollmershäuser, 2003). Existen básicamente dos enfoques en lo referido al análisis de la viabilidad de un régimen de flotación administrada: el de la *mainstream*, que basa su argumento en el trilema monetario para economías abiertas para invalidar la posibilidad de llevar a cabo la política de administración del tipo de cambio a través del control de las tasas de interés, y el *poskeynesiano*, que determina ciertas situaciones en donde se logra esquivar el trilema y así plantear un esquema monetario de flotación administrada.

Los modelos de cartera se originan con los trabajos de Tobin, Turnovsky y Branson durante las décadas del sesenta y del ochenta. Estos modelos fueron ampliamente utilizados en el análisis de la determinación del tipo de cambio nominal a partir de la caída del sistema de Bretton Woods en 1973, como así también para evaluar los efectos a nivel macroeconómico de la política de tasa de interés lleva a cabo por el Sistema de la Reserva Federal norteamericana durante la década de los ochenta.

Hasta la aparición de los modelos de cartera, los análisis macroeconómicos de una economía abierta basaban sus razonamientos en la extensión del aparato IS-LM, es decir, en el modelo Mundell-Fleming. Una de las críticas realizadas a dicho enfoque fue que en el análisis, prescindía de las implicaciones stock-flujo. Por ejemplo, una expansión monetaria en el marco de perfecta movilidad de capitales resultaría en una depreciación del tipo de cambio, una expansión del producto y un superávit de cuenta corriente en el *nuevo* equilibrio. Ese *nuevo* equilibrio, en rigor, no es sostenible debido a las implicaciones stock-flujo que provoca el superávit de cuenta corriente.

El enfoque de cartera resulta muy interesante a la hora de estudiar estos fenómenos gracias a que su potencia analítica reside en el hecho de que aportan un marco de consistencia stock-flujo, de mucha utilidad para el análisis de la interrelación real-financiera a nivel macroeconómico.

En esta investigación se prestará especial atención al supuesto de sustituibilidad bruta de activos financieros, y cómo dicho supuesto validará o no, la sustentabilidad de la política

de esterilización, es decir, la viabilidad de un régimen de flotación administrada. Desde ese punto de vista, se estudia la experiencia Argentina del último lustro.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la sección II se esboza el enfoque de cartera a los efectos de echar luz sobre el concepto de sustituibilidad bruta de activos financieros. En la sección III se discuten someramente las características de los regímenes monetarios que suelen predominar en la literatura académica convencional, con el propósito de plantear cómo se articulan dichos regímenes y cuáles son los contrastes que se presentan con los esquemas de flotación administrada. En la sección IV se presenta la experiencia argentina desde la caída del régimen de convertibilidad hasta la actual práctica del régimen de flotación administrada. En la sección V, se ejercita conjeturando diferentes estructuras paramétricas de cartera del sector privado no financiero, para evaluar las consecuencias en términos de costo y efectividad de la política de esterilización. La sección VI plantea dos opciones respecto del esquema de flotación administrada, y por último, a lo largo de la sección VII se presentan las conclusiones.

II. ENFOQUE DE CARTERA Y SUSTITUIBILIDAD BRUTA DE ACTIVOS FINANCIEROS.

Un modelo de cartera cuenta con al menos tres características principales. En primer lugar, realiza una descripción del menú de activos (y pasivos) existentes en las hojas de balance de los agentes. En segundo lugar, se presentan los factores que determinan las demandas y ofertas de activos. Y por último, se especifica la forma en que los precios de los activos y las tasas de interés se comportan para vaciar los mercados (Tobin, 1969).

Se presenta el siguiente modelo a modo de aproximarse al concepto de sustituibilidad bruta y dar cuenta de la relevancia teórica y empírica que implican los coeficientes de sensibilidad respecto de los rendimientos de los activos. Dependiendo de dichos coeficientes, la estructura de la cartera se modificará de determinada forma cuando se produzcan cambios en el vector de rendimientos esperados.

1. Supuestos del modelo

Una economía con cuatro agentes: sector externo (SE), sector privado no financiero (SPNF), sector financiero (SF) y banco central (BC).¹

Con base en la composición de las respectivas hojas de balance, se definen los patrimonios financieros de cada agente como:

$$V_f^i = A_f^i - P_f^i,$$

donde A_f^i son los activos financieros del agente i , mientras que P_f^i , los pasivos financieros del agente i .

La suma de los acervos, por definición de restricción presupuestaria, debe sumar cero:

$$V_f^{SE} + V_f^{SPNF} + V_f^{SF} + V_f^{BC} = 0$$

Lo mismo desde el lado de los flujos. En caso de cumplirse todas las restricciones, se verifica que la sumatoria de las variaciones en los patrimonios financieros son cero:

$$\Delta V_f^i = \Delta A_f^i - \Delta P_f^i = \text{Sup}_f^i + (G\acute{o}P)K$$

⇓

$$\sum_{i=1}^4 \Delta V_f^i = 0$$

A continuación, se presentan las hojas de balance de los agentes mencionados para especificar los instrumentos financieros que serán intermediados en la economía:

SPNF		SF		BC		SE
M_{SPNF}^{BC}	L_{SPNF}^{SF}	M_{SF}^{BC}	D_{SF}^{SPNF}	F_{BC}^{SE}	M_{BC}^{SPNF}	F_{SE}
D_{SPNF}^{SF}		L_{SF}^{SPNF}			B_{BC}^{SF}	
F_{SPNF}^{SE}		B_{SF}^{BC}				
B_{SPNF}^{BC}						
	V_f^{SPNF}		V_f^{SF}		V_f^{BC}	V_f^{SE}

¹ Para analizar la consistencia financiera, podemos prescindir, por el momento, del sector público.

Donde cada instrumento se presenta como X_i^j , siendo i el poseedor mientras que j es la contraparte.

El sector privado no financiero tiene en su activo dinero (M), depósitos en el sistema financiero nacional (D), arbitra títulos de la autoridad monetaria (B) y activos externos (F), mientras que en el pasivo se encuentran los créditos (L) otorgados por el SF. Por su parte, el sector financiero tiene en entre sus activos a los bonos emitidos por el banco central (B), dinero y los créditos otorgados al sector privado no financiero, y en el pasivo los depósitos realizados, también, por el SPNF.

El BC solo tiene en su activo instrumentos emitidos por el SE mientras que en el pasivo se encuentra la base monetaria y los títulos emitidos para esterilizar.

2. Funciones de comportamiento

Si se supone que el patrimonio financiero puede estar constituido por tres activos: depósitos, activos nacionales y activos externos, la demandas de dichos activos serían función de un vector de rendimientos esperados $(\alpha_0^i + \alpha_1^i \cdot r_D + \alpha_2^i \cdot r_F + \alpha^1 \cdot Y)$ multiplicado por el patrimonio financiero. Esto implica que las participaciones de los activos en cartera serán función del vector mencionado. Luego, asumiendo el supuesto de sustituibilidad bruta de activos, se encuentra una determinada configuración paramétrica del vector de rendimientos.

$$L^{SPNF} = f(\alpha_0^L + \alpha_1^L \cdot r_B + \alpha_2^L \cdot r_F + \alpha_3^L \cdot Y) \cdot V_f^{SPNF} \rightarrow \frac{L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = f(\alpha_0^L + \alpha_1^L \cdot r_B + \alpha_2^L \cdot r_F + \alpha_3^L \cdot Y)$$

$$M^{SPNF} = f(\alpha_0^M + \alpha_1^M \cdot r_B + \alpha_2^M \cdot r_F + \alpha_3^M \cdot Y) \cdot V_f^{SPNF} \rightarrow \frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = f(\alpha_0^M + \alpha_1^M \cdot r_B + \alpha_2^M \cdot r_F + \alpha_3^M \cdot Y)$$

$$D^{SPNF} = f(\alpha_0^D + \alpha_1^D \cdot r_B + \alpha_2^D \cdot r_F + \alpha_3^D \cdot Y) \cdot V_f^{SPNF} \rightarrow \frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = f(\alpha_0^D + \alpha_1^D \cdot r_B + \alpha_2^D \cdot r_F + \alpha_3^D \cdot Y)$$

$$F^{SPNF} = f(\alpha_0^F + \alpha_1^F \cdot r_B + \alpha_2^F \cdot r_F + \alpha_3^F \cdot Y) \cdot V_f^{SPNF} \rightarrow \frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = f(\alpha_0^F + \alpha_1^F \cdot r_B + \alpha_2^F \cdot r_F + \alpha_3^F \cdot Y)$$

$$B^{SPNF} = f(\alpha_0^B + \alpha_1^B \cdot r_B + \alpha_2^B \cdot r_F + \alpha_3^B \cdot Y) \cdot V_f^{SPNF} \rightarrow \frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = f(\alpha_0^B + \alpha_1^B \cdot r_B + \alpha_2^B \cdot r_F + \alpha_3^B \cdot Y)$$

El supuesto de que los activos son sustitutos implica que la derivada de la demanda del activo X^j respecto a su propia

tasa de interés r^j es positiva, pero no-positiva respecto a la de algún otro activo en cartera r^i ($i \neq j$) (Tobin, 1982).² Así, se encuentra que no existiría necesidad de modelar al sector financiero si los activos nacionales y externos son perfectamente sustitutos (De Grauwe, 1982).

Los parámetros α_i son la sensibilidad de las participaciones de los activos en la cartera del agente ante modificaciones de los rendimientos esperados. En el siguiente cuadro se muestra una aproximación a la configuración de los α_i sugiriendo los signos más probables.

3. Estructura paramétrica de la cartera (SPNF):

	Constantes	r_B	r_F	Y
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}}$	α_0^D	(+) $\alpha_1^D \cdot r_B$	(-) $\alpha_2^D \cdot r_F$	(+) $\alpha_3^D \cdot Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}}$	α_0^M	(-) $\alpha_1^M \cdot r_B$	(+)(-) $\alpha_2^M \cdot r_F$	(+) $\alpha_3^M \cdot Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}}$	α_0^F	(-) $\alpha_1^F \cdot r_B$	(+) $\alpha_2^F \cdot r_F$	(0) $\alpha_3^F \cdot Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}}$	α_0^L	(-) $\alpha_1^L \cdot r_B$	0	(-) $\alpha_3^L \cdot Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}}$	α_0^B	(+) $\alpha_1^B \cdot r_B$	(-) $\alpha_2^B \cdot r_F$	(+) $\alpha_3^B \cdot Y$
	1	0	0	

El hecho de que la columna de los $\alpha_1^i \cdot r_B$ y los $\alpha_2^i \cdot r_F$ sumen cero es consecuencia del supuesto de sustituibilidad bruta (por ejemplo, en caso de que se incremente el rendimiento nacional, los agentes modificarán la composición de la cartera incrementando tenencias de activos locales y, por definición de restricción de riqueza, achicando sus posiciones en activos externos).

Con respecto a la participación de dinero en la cartera, los signos propuestos suponen que la demanda de dinero es solo

² Tobin (1982).

transaccional, con lo cual la sensibilidad de dicha demanda respecto de los rendimientos de activos nacionales y externos puede no estar definida.

Una de las implicaciones interesantes del análisis de la estructura de la cartera mostrada es la referida al coeficiente α_3^M . Y, dado que si este es cero, ante un aumento del ingreso, necesariamente tuvo que haberse incrementado la velocidad del dinero. Aunque prescindiremos de la columna separada por líneas de puntos, para poder centrar el análisis sobre la sensibilidad a modificaciones en los rendimientos.

Ahora bien, dependiendo de cuán sustitutos sean los activos, la respuesta de los agentes ante modificaciones en los rendimientos esperados se podrá producir en forma endógena (esto es, según una configuración determinada de los parámetros α_i^j la cartera se *autoajusta*, y esto depende de la respuesta de la demanda de activos al vector de rendimientos). Por otro lado, si los coeficientes alfa de cierto activo tienden a cero con respecto a los demás activos en cartera, pero son positivos contra su propio rendimiento, en caso de hacer política que apunte a modificar a aquellos rendimientos que tienen asociados un coeficiente alfa tendiente a cero, no se producirá el *switch* de cartera y eso provocará que la política empleada sea inefectiva.

4. Paridad descubierta de tasas y prima de riesgo

La prima de riesgo se define como el rendimiento adicional necesario para inducir la tenencia de determinado activo (Chinn, 2007).³

$$\delta = r_B - r_F - \Delta S_{t+1}^e.$$

Donde la tasa de depreciación esperada en t+1, basada en el conjunto información dado en t, se expresa como:

$$\Delta S_{t+1}^e \equiv E_t(S_{t+1}) - S_t.$$

Nótese que la paridad descubierta de tasas se cumple, *stricto sensu*, si $\delta = 0$. Pero, ¿qué determina la prima de riesgo? En rigor, multiplicidad de factores tales como el riesgo cambiario

³ Para un detallado análisis respecto de la *prima de riesgo* y sus implicaciones ver Chinn (2007).

(por ejemplo, en el caso de una economía sin fijación estricta creíble del tipo de cambio), el riesgo de contraparte, entre otros.

En el modelo que se presenta, se trabaja únicamente con una prima de riesgo asociada al riesgo de contraparte, esto es, se prescinde del riesgo a la expectativa cambiaria y la de depreciación. Al momento que se verifica la existencia de una prima de riesgo, y por consiguiente la paridad descubierta de tasas se incumple se presentará el caso de $\delta + \Delta S_{t+1}^e < r^* - r$, o bien $\delta + \Delta S_{t+1}^e > r^* - r$. Mientras que en el primer caso se motivará una entrada de capitales, en el segundo habrá salida de capitales donde la intervención de la autoridad monetaria en el mercado de divisas quedará sujeta a la restricción de reservas (Bonfingher y Wollmershäuser, 2001).

III. MONETARY TARGETING?, INFLATION TARGETING?, REAL EXCHANGE TARGETING?: LA NUEVA ESTRATEGIA DEL MANAGED FLOATING

La experiencia de América Latina en lo que respecta a política monetaria no fue de lo más exitosa. Las economías de la región atravesaron episodios de extrema inestabilidad monetaria, con periodos de alta inflación, fuga masiva de capitales y hasta colapsos en sus sistemas financieros. Ello condujo ineludiblemente a resultados de baja credibilidad, bajo crecimiento, y recurrentes recesiones y hasta depresiones económicas (Mishkin, 2007).

¿Hacia donde debería dirigirse el diseño de la estrategia de política monetaria en los países emergentes? El punto central de esta cuestión recae en la construcción de un marco institucional y mecanismos asociados, que colaboren efectiva y eficientemente en restringir la discreción de las autoridades monetarias, y no tanto en el debate de *fijo vs. flexible*, en referencia al tipo de cambio (Mishkin, 2007).

En principio, en la literatura económica se encuentran tres marcos monetarios eficientes en donde se produce un ancla nominal que restringe la discreción de las autoridades monetarias: Hard exchange rate pegs (HP), Inflation Targeting (IT) y Monetary Targeting (MT). La clave de estos esquemas es que proponen un ancla nominal al sistema monetario que acota la

discreción de la autoridad monetaria, esto es, evita el problema de la inconsistencia intertemporal⁴ del banco central en donde la política monetaria es conducida *día a día* con absoluta discrecionalidad, lo que produce un mal desempeño en el largo plazo. Sin embargo, en los últimos años, la literatura académica ha comenzado a prestar mayor atención sobre los regímenes de flotación administrada (MF), ya que muchos países parecen no comportarse en forma estricta como los regímenes más usuales sugieren. Particularmente, lo que se observa en dichos países como característica más destacada, es las intervenciones en el mercado de cambios, donde dicha tasa de cambio no tiene una trayectoria o metas preanunciadas por las autoridades.

La política monetaria óptima no debería recurrir a medidas expansivas para explotar el *trade off* entre desempleo e inflación, sino que, los formuladores de política deberían llevar un plan consistente a lo largo del tiempo. Hasta la década de los setenta la teoría económica respaldaba el argumento de la relación inversa y estable en el largo plazo entre inflación y desempleo (curva de Phillips) lo que habilitaba a los formuladores de política a mejorar el desempleo en detrimento de la estabilidad de precios. No obstante, a partir de los famosos trabajos de Phelps (1967) y Friedman (1968), se demostró que en el largo plazo las economías gravitan sobre cierta tasa natural de desempleo y que no se podía explotar el *trade off* entre inflación y desempleo, dado que esto en el largo plazo impactaría únicamente en el nivel de inflación.

A continuación, se presentan someramente las características principales de los anteriores esquemas monetarios.

1. *Monetary targeting*

La estrategia de metas monetarias, enfocada en controlar la inflación consiste en:

- i) Confiar en la información suministrada por un agregado monetario para conducir la política monetaria.
- ii) El anuncio de metas sobre un agregado monetario para

⁴ Para más detalle del problema de la inconsistencia intertemporal, ver Kydland y Prescott (1977).

encauzar las expectativas inflacionarias del público.

iii) Tener algún mecanismo contable a los efectos de evitar sistemáticas desviaciones respecto a las metas monetarias.

Estrictamente hablando, no existe banco central en América Latina que haya practicado este esquema verdaderamente (Mishkin, 2007).

A grandes rasgos, lo que se evidencian son casos que cumplen con la primera característica que se presentó. Esto es, se conduce la política monetaria con base en la información que suministra(n) cierto(s) agregado(s) monetario(s), pero rara vez se presentan al mismo tiempo el anuncio público de las metas monetarias y algún tipo de mecanismo contable.

Quizás un caso de estas características puede ser el de Perú en los noventa, donde se propuso un ancla monetaria (en ese caso, la base monetaria) para reducir la inflación, pero estuvo lejos de ser un esquema de MT dado que no se anunciaban las metas y tampoco se llevaba la contabilidad de los agregados. En realidad, aquellos bancos centrales que se guiaron por esta conducta, no hicieron más que implementar políticas discrecionales con la atención puesta en la estabilidad de precios (Mishkin, 2007).

Otro caso que se puede mencionar es el de México después de la crisis Tequila, y la adopción de un esquema de MT recomendado y guiado por el FMI. En 1997 la base monetaria excedió su objetivo en 4.1%, mientras que la inflación cayó 15.7%, cercana a su objetivo anual de 15%, aunque en 1998 la inflación estuvo 7% arriba de su objetivo (12%) cuando la base monetaria se encontró 1.5% debajo de su objetivo (Mishkin, 2007).

Con esto queremos decir que la inestable relación existente en los países de la región, entre los agregados monetarios y la inflación puede dificultar la implementación de un régimen de MT.

2. *Hard pegs*

Básicamente, existen dos tipos: la *caja de conversión* y la dolarización total. En el caso de la caja de conversión, la moneda nacional se encuentra respaldada 100% en divisa (es decir, dólar estadounidense). En ese sentido, existe un fuerte

compromiso (incluso legal) para mantener fijo el tipo de cambio y para prescindir de la política monetaria. Los regímenes de tipo de cambio duro son una de las *soluciones de esquina* que se proponen, mientras que la otra opción ha sido denominada de libre flotación. Diversos trabajos han estudiado las características de dichos regímenes a través de las declaraciones realizadas por parte de los distintos países ante el FMI y diversas observaciones empíricas (Calvo y Reinhart, 2000; Levy-Yeyati y Sturzenegger, 2002; entre otros); mientras que otros autores estudiaron la evidencia de la otra solución de esquina (libre flotación), como Bonfinger y Wollmershäuser (2001).

Por otro lado, la dolarización total implica literalmente reemplazar la moneda nacional por el dólar americano. Representa un compromiso aún más fuerte para la estabilidad de la política monetaria dado que es técnicamente imposible realizar políticas, o bien devaluar (la moneda inexistente).

Los ejemplos y experiencias más paradigmáticas en el marco de este esquema son los de Panamá y Argentina. En el caso de Panamá, éste fue el único país dolarizado desde 1904 (año de su fundación) hasta 1999, dejando sin posibilidad de hacer política monetaria independiente al banco central. Mientras que en el caso argentino, el esquema de *caja de conversión* fue la piedra angular del programa de estabilización implementado en 1991 para combatir la inflación.

La principal conclusión que se deriva es que estos esquemas, indudablemente, contribuyen mucho a mantener la estabilidad de precios. En Panamá, la inflación desde 1960 hasta 1998 giró en torno a un promedio de 2.8%, lo que es sensiblemente menor al promedio de la región, e incluso al número que se registró en EUA durante el mismo periodo, un 4.6% (Mishkin, 2007).

Quizás la principal desventaja de este esquema es que, en un marco de perfecta movilidad de capitales, acota la posibilidad de hacer política monetaria, generando esto la dificultad de responder a choques exógenos (esto se vio claramente en la experiencia argentina de los noventa).

3. *Inflation targeting*

Inflation targeting es una estrategia de política monetaria que se ha venido usando satisfactoriamente por un buen

número de países industrializados y que en los últimos tiempos se propuso como una atractiva alternativa para un gran número de países emergentes tales como Chile, Brasil, República Checa, Polonia, Sudáfrica, entre otros. (Mishkin, 2007.)

El esquema de metas de inflación agrupa al menos cuatro elementos esenciales:

- i)* El anuncio público de metas numéricas de inflación a mediano plazo.
- ii)* Un fuerte compromiso institucional de mantener la estabilidad de precios como principal objetivo de política.
- iii)* Una política transparente donde se comunican al público y a los mercados los planes y estrategias del banco central.
- iv)* Comunicar los mecanismos e instrumentos que el banco central usará para contener la inflación.

Lo interesante que presenta este esquema, en contraste a los anteriores, es que permite a la política monetaria considerar objetivos nacionales y responder a choques externos e internos a la economía en cuestión. A su vez, no es necesario contar con una relación fuerte y estable entre los agregados monetarios y la inflación, dado que no depende estrictamente de dicha relación.

En este esquema se hace fuerte hincapié en el fuerte compromiso institucional por mantener la estabilidad de precios como principal objetivo, al tiempo que se proponen activos mecanismos de comunicación con el público y transparencia en la política monetaria.

En la interesante investigación llevada adelante por Mishkin (2007), el esquema de IT es de los más estudiados y analizados. En dicho trabajo, se presentan experiencias tales como la de Chile, México, Colombia y Brasil.

En el caso particular de Chile, quizás el más importante dado que fue el pionero en la región, encontramos que tras la reforma de la legislación del banco central en 1989, que otorgó independencia a la autoridad monetaria e instituyó a la estabilidad de precios como principal objetivo, dicho banco anunció su primer meta de inflación en septiembre de 1990. A partir de allí, las metas de inflación se fueron anunciando año tras año, siempre en septiembre.

En la literatura reciente, se encuentra que la experiencia chilena en el esquema de IT fue exitosa (Corbo, 1998; Lande-retteche *et al.*, 1999; Calvo y Mendoza, 1999). No sólo la inflación cayó, sino que el producto creció notablemente al ritmo de 8.5% promedio anual entre 1991 y 1997. (Mishkin, 2007.)

4. *Managed floating*

Los regímenes de flotación administrada tienen como principal característica la intervención en el mercado cambiario por parte de la autoridad monetaria, sin terminar de definir una meta (o trayectoria) explícita sobre el tipo de cambio. Sin embargo, el tipo de cambio (meta implícita) suele ser acompañado por algún otro instrumento que funciona como meta explícita (tasas de interés de corto plazo o algún agregado monetario).

De esta forma, se podría decir que la configuración del régimen de flotación administrada es un caso intermedio dentro de la elección del régimen donde se discute la flotación libre o la fijación estricta de la tasa de cambio.

Un importante hecho estilizado que se encuentra en los diversos trabajos empíricos es que las intervenciones en el mercado cambiario en un primer momento, suelen ser esterilizadas en un segundo momento. (Bonfingher y Wollmershäuser, 2003; y Hüfner, 2003.) En ese sentido, cobran vital importancia los costos del proceso de esterilización, ya que dicho proceso podría generar resultados cuasifiscales negativos generando una dinámica no sustentable a lo largo del tiempo.

A grandes rasgos, el régimen de flotación administrada se puede dividir en dos universos: en aquel donde existe una cuenta corriente negativa (flujo saliente de divisas) y aquel en que la cuenta corriente es positiva (flujo entrante de divisas). Mientras que en el primer caso la autoridad monetaria enfrenta la restricción asociada a la finitud de sus reservas para controlar el tipo de cambio y los grados de libertad de la política monetaria quedarían sujetos al trilema monetario, en el segundo caso la autoridad monetaria deberá dar seguimiento a su resultado cuasifiscal ya que las intervenciones en el mercado de cambios con posterior esterilización podrían (o no) tener cierto costo.

Entonces, un punto crítico, en el marco de un escenario

con flujo positivo en la cuenta corriente, radica en la obtención de resultados cuasifiscales acotados y manejables (Frenkel, 2007). En ese sentido, ya que la autoridad monetaria deberá producir cambios en las composiciones relativas de las distintas hojas de balances de los agentes económicos y dicha dinámica de flujos alterará la composición de los acervos, en el eje de la discusión respecto de la efectividad y el costo del proceso de esterilización se encuentra el supuesto de sustituibilidad bruta de activos financieros.

Teniendo en cuenta lo anterior, se podría argumentar que como característica más saliente de este tipo de régimen es que la autoridad monetaria apunta a controlar objetivos simultáneos, que podrían (o no) ser conflictivos dada la cantidad de instrumentos para administrarlos.

IV. EXPERIENCIA ARGENTINA: DE LA CAJA DE CONVERSIÓN A LA FLOTACIÓN ADMINISTRADA

En la Argentina, a partir de 1991 se instituyó un régimen cambiario-monetario conocido como *régimen de convertibilidad*, donde se fijaba en uno a uno la paridad peso por dólar. Dicho esquema monetario estipulaba que el banco central debía respaldar la base monetaria con sus reservas y perdía casi con totalidad la autonomía para hacer política.

Básicamente, se perseguía el objetivo de estabilizar los últimos niveles de inflación registrados en años anteriores (con dos episodios hiperinflacionarios mediantes) ya que durante los ochenta la crisis de la deuda generó un nivel inédito de inestabilidad macroeconómica. En ese contexto, la estabilización adquirió una prioridad absoluta y la cuestión del crecimiento fue relegada a un segundo plano (Fanelli y Frenkel, 1994).

El objetivo de la reducción en la variabilidad del nivel general de precios se pudo alcanzar y la economía presentó un buen rendimiento en términos de crecimiento de producto en la primera mitad de la década.

De esta manera, el escenario de turbulenta volatilidad macroeconómica, el miedo a la volatilidad del tipo de cambio, la memoria hiperinflacionaria y el pequeño tamaño del sistema financiero argentino, lo que genera escasa variedad de

instrumentos financieros, provocó que la configuración paramétrica de la cartera del sector privado no financiero fuese particularmente poco flexible. Puntualmente, lo que se observaba hacia finales del año 2001, es decir, hacia el ocaso del régimen de convertibilidad, era que la cartera del sector privado no financiero se encontraba sensiblemente dolarizado. Ello nos hace pensar que en el marco de la estructura paramétrica de la cartera del SPNF, sería válido conjeturar una baja sustituibilidad entre activos nacionales y externos. En el cuadro 1 se presenta la evidencia.

La cartera del sector privado no financiero modificó sensiblemente su composición entre el 2001 y el 2004. Por un lado, la intermediación financiera y el crédito no bancario disminuyeron su participación. Dicha disminución es provocada por el incremento en la participación de activos externos resultado de la devaluación del peso y la ganancia de capital producida y asociada a dichos activos. Los cuadros anteriores reflejan claramente la noción de ΔV_f . Se había presentado que la variación del patrimonio de un agente es aquella porción del ingreso no destinada al gasto sumado a una eventual pérdida o ganancia de capital: $\Delta V_f^i = \text{Sup}_f^i + (\text{GóP})K$.

En los datos presentados se evidencia una clara ganancia de capital por parte del sector privado no financiero asociada a la devaluación del peso y la pesificación de los depósitos en dólares.

El choque exógeno de la devaluación, impacta sobre la cartera del sector privado no financiero, el cual se encuentra altamente dolarizado y presenta un bajo grado de sustituibilidad entre activos, eso genera la brutal ganancia de capital que, en cierta forma, podría llegar a explicar la explosiva recuperación del consumo nacional. Se mencionó a la escasa intermediación financiera, el poco desarrollado mercado de capitales local y la memoria inflacionaria de los agentes asociada a una alta volatilidad de la economía nacional como posibles causas de que la riqueza financiera sea colocada en su mayoría en moneda externa.

Retomando el hilo histórico y posicionados hacia finales de la década del noventa, encontramos que la economía argentina experimentaría una de las crisis social, económica-financiera y política más profundas de su historia. En esos años, las crisis financieras más importantes en los países en desarrollo

CUADRO 1

<i>Instrumentos financieros</i>	<i>Empresas</i>		<i>Familias</i>		<i>Sector externo</i>	
	<i>Activos</i>	<i>Pasivos</i>	<i>Activos</i>	<i>Pasivos</i>	<i>Activos</i>	<i>Pasivos</i>
A. Año 2001 (en millones de pesos corrientes)						
Reservas	0	0	0	0	0	14,913
Base monetaria	1,210	0	7,871	0	0	0
Activos y pasivos con el exterior	4,556	28,022	77,938	0	67,263	88,265
Depósitos en el sistema financiero	16,615	0	41,211	0	1,221	0
Créditos nacionales	0	25,765	0	26,641	7,428	0
Cuotaparte AFJP	0	0	20,322	0	0	0
Bonos y títulos públicos	577	0	11,309	0	22,558	0
Títulos privados	0	13,508	1,249	0	9,500	0
Otros activos y pasivos	32,165	24,137	0	7,493	2,253	8,325
Inversión extranjera directa	13,305	72,491	6,257	0	79,503	21,282
Acciones	0	11,497	7,528	0	2,206	0
<i>Patrimonio financiero</i>	<i>-107,001</i>		<i>139,551</i>		<i>59,147</i>	
B. Año 2004 (en millones de pesos corrientes)						
Reservas	0	0	0	0	0	58,938
Base monetaria	1,555	0	32,596	0	0	0
Activos y pasivos con el exterior	29,105	60,306	268,204	0	177,198	314,654
Depósitos en el sistema financiero	35,108	0	44,817	0	408	0
Créditos nacionales	0	23,665	0	17,495	9,060	0
Cuotaparte AFJP	0	0	53,745	0	0	0
Bonos y títulos públicos	1,352	0	43,714	0	67,830	0
Títulos privados	0	38,980	2,448	0	33,660	0
Otros activos y pasivos	48,118	54,176	0	1,152	3,084	18,838
Inversión extranjera directa	41,589	143,532	18,852	0	150,840	64,428
Acciones	0	18,585	6,511	0	7,113	0
<i>Patrimonio financiero</i>	<i>-182,417</i>		<i>452,241</i>		<i>-7,665</i>	

FUENTE: Coremberg (2007).

han sido la de México en 1994, la asiática en 1997 y la de Rusia en 1998. La crisis argentina que comienza a gestarse en 1998-1999 (conjuntamente con la crisis cambiaria en el Brasil) es el eslabón más reciente de esta cadena de colapsos financieros (Chudnovsky, López y Pupato, 2003). Las sucesivas

crisis asiáticas desatadas durante 1997 no afectaron significativamente el desempeño de la economía argentina, especialmente en lo referido a los niveles de actividad, empleo, y exportaciones. No obstante, el desempeño de las variables fiscales, financieras y bancarias comenzaba a exhibir signos de una rápida acumulación de desequilibrios y presiones (Bonvecchi y Porta, 2003).

Dichas señales se habrían potenciado cuando Rusia, en agosto de 1998, devaluó su moneda y anuncia el incumplimiento de su deuda externa. Ello produjo un súbito incremento de la aversión al riesgo por parte de los inversores en los mercados internacionales de capital y, por ende, también en las tasas de interés y las primas de riesgo para la mayor parte de los países emergentes (Bonvecchi y Porta, 2003). Este contexto internacional adverso sumado a la recesión brasileña y un conjunto de choques (revaluación del dólar respecto de las demás monedas *fuertes*, reducciones de la tasa de interés internacional, entre otros) aceleraron el proceso explosivo.

Sin embargo, tras el fuerte colapso socioeconómico y la posterior devaluación de la moneda, en los últimos años la economía argentina mostró una notable recuperación de las principales variables macroeconómicas debido a los intentos oficiales por mantener un tipo de cambio real estable y competitivo (Frenkel, 2007).

La devaluación del peso provocó un fuerte incentivo al sector transable, lo cual, sumado a las explícitas políticas fiscales expansivas de incremento de la demanda agregada, provocó que la economía se dinamizara y comenzara a producir.

Posterior a la crisis de la convertibilidad, la economía nacional presentaba una brecha de producto considerablemente alta (Keitel y Maia, 2003),⁵ debido a que provenía tal como habíamos dicho, de una profunda crisis económica, social y política. Esto permitió que los incrementos en la demanda agregada se ajusten por cantidades, es decir, a través de la utilización de acervos. Por el contrario, en la actualidad la economía local se comienza a acercar cada vez más a su producto potencial, lo que provoca que los excesos de demanda se ajusten por medio de los precios, generándose así, presiones

⁵ Para más información respecto a estimaciones de *brecha de producto*, ver: Maia y Kweitel (2003).

inflacionarias que van en detrimento del tipo de cambio real estable y competitivo.

A partir de 2003, las autoridades deciden manejar la flotación del tipo de cambio en aras de preservar el tipo de cambio real en un nivel competitivo dado que se observaron sus positivos efectos sobre el nivel de empleo, actividad y desempeño fiscal y externo. Es aquí donde la autoridad monetaria encuentra su conflicto de objetivos: por un lado se busca regular el tipo de cambio nominal para evitar fluctuaciones cambiarias y por otro lado se quiere cumplir con las metas estipuladas en el programa monetario, referidas en un primer momento a la base monetaria, pero desde 2006 hacia M2.

El problema surge cuando el banco central se propone objetivos conflictivos y carece de instrumentos para abordarlos (Tinbergen ,1952).

Del análisis de Tinbergen se deriva la conclusión de que para alcanzar un determinado número de objetivos se debe contar por lo menos con el mismo número de instrumentos independientes. Y es precisamente desde aquí donde se puede enlazar con el trilema monetario de las economías abiertas, que funda su análisis básicamente en el esquema del modelo Mundell-Fleming.

Con base en el trilema, se puede observar que la determinación del régimen de una economía abierta se debe definir sobre tres elementos. Estos son, el nivel de autonomía de la política monetaria, el grado de movimiento de capitales y la flexibilidad del tipo de cambio.

Si las autoridades no enfrentaran restricciones, sería posible que la política monetaria fuese asignada a objetivos nacionales (inflación o desempleo), que se optara por un régimen cambiario que mantuviese la estabilidad del tipo de cambio nominal y que se garantizara la plena movilidad de capitales para facilitar la correcta asignación intertemporal de recursos y la correcta asignación del riesgo. Sin embargo, el número de variables exógenas que pueden determinar las autoridades monetarias es demasiado escaso y esa falta de grados de libertad determina la aparición del trilema monetario (Milei, 2004).

Como mencionamos más arriba, en los esquemas de flotación administrada donde el banco central interviene el mercado de cambios, la sostenibilidad de un tipo de cambio real

competitivo y estable, depende, prácticamente, del resultado cuasifiscal del banco central.

Cuando el banco central interviene en el mercado de cambios para recoger el exceso de oferta generado debido a la fuerte presencia de divisa provocada por el ingreso de exportaciones, lo hace inyectando moneda nacional y acumulando dicha divisa en las reservas. La expansión de la base monetaria, en una primera etapa, tiene como contrapartida un proceso de emisión de activos financieros para poder absorber la liquidez inyectada tras vaciar el mercado de cambios y así evitar presiones inflacionarias y abruptos movimientos en la tasa de interés.

El proceso de esterilización, tal como se lo conoce, debe generar saldos cuasifiscales no negativos, dado que éste tiene un costo. Cabe destacar que en un régimen de tipo de cambio fijo y en un marco de perfecta movilidad de capitales, el problema central de la autoridad monetaria reside en manejar la oferta de dinero (Obstfeld, 1982).

En Frenkel (2006 y 2007), se encuentra ampliamente analizada la sostenibilidad del proceso de esterilización siguiendo la metodología de Bonfinger y Wollmershäuser (2003), en donde se postula un límite superior para la tasa de interés nacional a la cual el resultado cuasifiscal no presentaría mayores inconvenientes, es decir, el pasivo del banco central resulta ser acotado y manejable (Frenkel, 2007). Sin embargo, dicho análisis no encara la problemática desde una perspectiva dinámica. Es decir, prescinde de las implicaciones stock-flujo, que revisten una importancia crítica en los resultados obtenidos.

Con base en lo presentado en la primera parte de este trabajo, se puede afirmar que la autoridad monetaria podrá lidiar con ambos objetivos (tasa de interés y tipo de cambio nominal), esquivando así al trilema, si y sólo si, las carteras de los agentes se ajustasen en forma endógena a los requerimientos de emisión de títulos por parte del banco central. En otras palabras, el flujo de bonos (letras y notas) emitidos por la autoridad monetaria tiene una restricción: Los coeficientes de sensibilidad respecto a la tasa de interés de los activos financieros correspondientes al patrimonio financiero de los agentes, es decir, los α_i^j presentados más arriba.

En caso de que el banco central quiera operar esterilizando,

lo que provoca es una modificación en el patrimonio financiero de los agentes que reduce la liquidez e incrementa la tenencia de activos de la autoridad.

Así, si las carteras no se ajustan a los requerimientos de emisión de bonos que persiguen el objetivo de controlar agregados monetarios, la autoridad monetaria deberá convalidar aumentos en las tasas de interés para alterar las carteras y así evitar fuertes oscilaciones en la tasa de cambio.

Aquí se encuentra una limitación a la política de esterilización, y con ello, a la de buscar sostener el tipo de cambio nominal en niveles donde el mercado de cambios no se vacía.

En la próxima sección se presentan algunos casos en donde se ajustan los parámetros de la cartera del sector privado no financiero (SPNF) a varias situaciones diferentes, a saber: el caso A es en donde los activos en cartera presentan baja sustituibilidad, mientras que, el caso B será cuando las demandas de activos externos se modifiquen considerablemente ante variaciones en la tasa nacional, es decir, hay alta sustituibilidad de activos. Luego, el caso C y el D se modela asumiendo diferentes grados de sustituibilidad entre circulante y activos financieros emitidos por el BC.

V. SUSTITUIBILIDAD BRUTA DE ACTIVOS: CUATRO CASOS

A continuación se presentan una serie de casos que evidenciarán el grado de efectividad de la política de esterilización, como así también el costo financiero de dicha política dependiendo de la estructura de cartera del SPNF.

Para ello, se reemplazan en la estructura paramétrica de la cartera del SPNF los datos presentados en el cuadro 1 para el año 2004.⁶

⁶ Por simplicidad, y para preservar la claridad expositiva, se excluyeron activos que no modificaban la esencia del argumento presentado (estos son: *Tenencias Individuales de Acciones –Free Float–*, *Titulos Privados*, *Otros activos y pasivos* e *Inversión Extranjera Directa*) y, además, su magnitudes resultaban despreciables.

1. Supuesto base:

Participaciones	Constantes	$r_B = 10\%$	$r_F = 4\%$	Y
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.225$	α_0^D	0.008	-0.006	(+) $\alpha_3^D Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.096$	α_0^M	-0.007	-0.002	(+) $\alpha_3^M Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.668$	α_0^F	-0.1003	0.3	(+)(-) $\alpha_3^F Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.116$	α_0^L	-0.009	0	(-) $\alpha_3^L Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.127$	α_0^B	0.1083	-0.292	(+) $\alpha_3^B Y$
	1	0	0	

En primer lugar, y tal como suele plantearse en los trabajos de esta índole (Tobin, 1968; Corso, 2007) se remarca que no se busca defender el realismo de los números presentados en el cuadro precedente ni en los subsiguientes, y persiguen un fin puramente analítico.

Por otro lado, en referencia al supuesto base de la configuración paramétrica del SPNF, se puede ver que ante un incremento de 1% de la tasa de interés nacional (r_B) las tenencias de activos en cartera se modificarán según el valor de α_1^i propuestos. Cabe destacar, que conforme los α_1^i sean mayores (en módulo, lógicamente) las modificaciones en las tenencias de activos en la cartera serán más grandes ante cambios menores de los rendimientos esperados.

Lo que se busca demostrar a continuación es que con α_1^i mayores (módulo), la cartera del SPNF se ajusta endógenamente a los requerimientos de ventas de títulos del BC, ello implica que las presiones sobre la tasa de interés serán menores dado que los activos se aproximan a ser sustitutos perfectos. Nótese que, en este caso, el BC opera en forma indirecta en la cartera de activos de los agentes, lo que reduce la liquidez relativa de ésta a través del sistema financiero. (Corso, 2007.)

Pero primero, se despejan los α_0^i de la siguiente forma.⁷ Así, se verificará la condición: $\sum_{i=D}^F \alpha_0^i = 0$ y la cartera del SPNF quedará determinada en los parámetros señalados en el cuadro 2.

CUADRO 2

<i>Participaciones</i>	<i>Constantes</i>	$r_B = 10\%$	$r_F = 4\%$	<i>Y</i>
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.2252$	0.2246	0.008	-0.006	(+) $\alpha_3^D Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.0962$	0.0970	-0.007	-0.002	(+) $\alpha_3^M Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.6676$	0.6657	-0.1003	0.3	(+)(-) $\alpha_3^F Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.1159$	-0.1150	-0.009	0	(-) $\alpha_3^L Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.1270$	0.1278	0.1083	-0.292	(+) $\alpha_3^B Y$
	1	0	0	

En lo que sigue, vamos a tomar al cuadro 2 como referencia. Es decir, vamos a contrastar los resultados que se obtengan con los expresados en dicho cuadro.

1. Caso A: Baja sustituibilidad entre activos nacionales y externos

A continuación analizaremos dos consecuencias de la baja sustituibilidad. En primer lugar, el impacto sobre el costo financiero, es decir, como incide dicha situación sobre la tasa de interés que el BC ofrece por sus títulos. En segundo lugar, los efectos sobre la efectividad de la política de esterilización, esto es, en qué medida cumple la autoridad monetaria con su objetivo de retirar base monetaria. En este marco, vamos a suponer que $r_B = 15\%$. Es decir, que la tasa sobre los títulos

⁷ Se asume un comportamiento lineal de las funciones de demanda de activos.

del BC, eventualmente se incrementa en cinco puntos porcentuales.

CUADRO 3

<i>Participaciones</i>	<i>Constantes</i>	$r_B = 15\%$	$r_F = 4\%$	<i>Y</i>
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.2255$	0.2246	0.008	-0.006	(+) $\alpha_3^D \cdot Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.0958$	0.0970	-0.007	-0.002	(+) $\alpha_3^M \cdot Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.6626$	0.6657	-0.1003	0.3	(+)(-) $\alpha_3^F \cdot Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.1164$	-0.1150	-0.009	0	(-) $\alpha_3^L \cdot Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.1323$	0.1278	0.1083	-0.292	(+) $\alpha_3^B \cdot Y$
	1	0	0	

Con estos supuestos, un aumento de 5 puntos porcentuales (pp) provoca una escasa modificación de la cartera. Esto quiere decir que, si en el cuadro 2 la participación de B^{SPNF} sobre V_f^{SPNF} era de 12.7%, con el incremento mencionado de r_B pasa a ser 13.2% del V_f^{SPNF} (dado el α_2^B que se propuso).

Para el caso de F^{SPNF} , en el cuadro 2 era de 66.8%, mientras que en la situación que se representó en el cuadro 3 pasó a ser de 66.3%.

Nótese que en este caso, la autoridad monetaria incurre en el costo financiero supuesto, sin lograr mayores modificaciones en la cartera. Esto se debe a que los agentes del SPNF no computan a los activos denominados en diferentes monedas como perfectamente sustitutos. Este puede ser un caso donde la prima de riesgo cobre un papel importante, y es algo que en la evidencia empírica suele verificarse (Evans y Lions, 2002). En este escenario, la intervención cambiaria funcionaría como una operación de mercado abierto, ya que no existiría el espacio suficiente para esterilizar (si es que no se quiere pagar un costo financiero demasiado elevado y poner en peligro el resultado cuasifiscal).

2. Caso B: Alta sustituibilidad entre activos nacionales y activos externos

En este caso se presenta la situación contraria a la anterior. Esto es, la autoridad monetaria incurre en un costo financiero que provoca modificaciones en la composición de la cartera. Un punto no trivial en el marco de este caso, es que ni bien la autoridad monetaria licita su deuda para retirar liquidez, la cartera del SPNF reducirá sus posiciones en activos externos en la misma cantidad (asumiendo que los activos nacionales y los externos son sustitutos perfectos), neutralizando el efecto de la intervención de la autoridad monetaria en el mercado de cambios (Sarno y Taylor, 2001).

CUADRO 4

Participaciones	Constantes	$r_B = 15\%$	$r_F = 4\%$	Y
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.2255$	0.2246	0.008	-0.006	(+) $\alpha_3^D \cdot Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.0958$	0.0970	-0.007	-0.002	(+) $\alpha_3^M \cdot Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.6070$	0.6657	-0.4712	0.3	(+)(-) $\alpha_3^F \cdot Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.1164$	-0.1150	-0.009	0	(-) $\alpha_3^L \cdot Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.1880$	0.1278	0.4792	-0.292	(+) $\alpha_3^B \cdot Y$
	1	0	0	

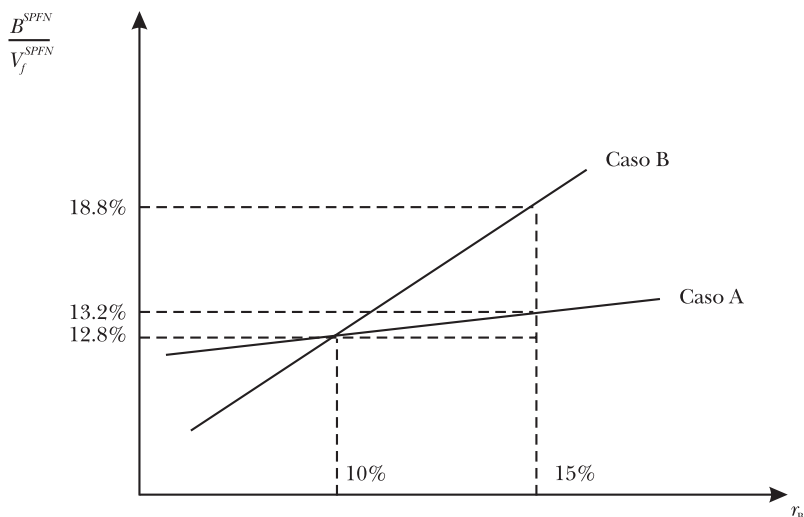
Con estas condiciones, la participación F^{SPNF} / V_f^{SPNF} se reduce desde 66.8% a 60.7%, mientras que B^{SPNF} / V_f^{SPNF} tiene un incremento desde 12.7% hasta 18.8%.

Así, la autoridad monetaria logra colocar mayor cantidad de títulos a un costo financiero dado (o lo que es lo mismo, colocar una cierta cantidad de títulos a un costo menor).

En este caso vemos que se produciría una suerte de *desdolarización* de la cartera del SPNF.

A continuación se presenta la gráfica I donde se plasman las conclusiones anteriores.

GRÁFICA I



3. Caso C: Alta sustituibilidad entre activos nacionales y circulante: ajuste endógeno, cartera flexible y control de tasas (espacio ideal para esterilizar)

Este es quizás el caso más interesante. La política de esterilización presenta, luego de haber transcurrido cierto periodo, un problema de acervos que resulta insoslayable a la hora de analizar su sustentabilidad. Dicho periodo de tiempo dependerá de múltiples factores, aunque es crucial el grado de sustituibilidad entre los títulos emitidos por el BC y el circulante en cartera del SPNF.

En este caso, donde los activos nacionales (ofrecidos por el BC) presentan una alta sustituibilidad con respecto al circulante en cartera, el costo de alterar la composición de la hoja de balance para lograr el nivel deseado de liquidez (la meta monetaria explícita en el régimen de flotación administrada) será bajo en relación con la efectividad de dicha operación.

Así, el BC podrá administrar el mercado de cambios y delinear un sendero para el tipo de cambio nominal (meta implícita), manteniendo el equilibrio en el mercado monetario gracias a que logra controlar las tasas de interés de corto plazo pudiendo alcanzar las meta monetarias (meta explícita) y así recrear un escenario de estabilidad nominal en la economía.

CUADRO 5

<i>Participaciones</i>	<i>Constantes</i>	$r_B = 15\%$	$r_F = 4\%$	<i>Y</i>
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.2255$	0.2246	0.008	-0.006	(+) $\alpha_3^D Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.0405$	0.0970	-0.3759	-0.002	(+) $\alpha_3^M Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.6626$	0.6657	-0.1003	0.3	(+)(-) $\alpha_3^F Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.1164$	-0.1150	-0.009	0	(-) $\alpha_3^L Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.1877$	0.1278	0.4772	-0.292	(+) $\alpha_3^B Y$
	1	0	0	

En este caso, el aumento de 5pp en la tasa de interés nacional provocó un incremento de la participación de bonos locales en el patrimonio financiero del SPNF (que pasó desde 12.7% que tenía en el cuadro 2, a un 18.8% en el presente caso), mientras que la participación del circulante se redujo desde 9.6% a un 4.1%.

Con estas condiciones, el BC logrará colocar buena cantidad de bonos, reduciendo la liquidez equivalente, sin incurrir en un costo financiero elevado (en términos de la tasa de interés que debe pagar por dicha operación).

Se puede observar, entonces, que en este escenario el BC logra esquivar el trilema, pudiendo coordinar el cumplimiento del programa monetario, con la administración eficiente del sendero del tipo de cambio. Lógicamente, y como comentamos anteriormente, estamos asumiendo que el BC interviene un mercado de cambios con exceso de demanda negativa.

4. Caso D: Baja sustituibilidad entre circulante y activos nacionales, cartera rígida

En este marco, al operar el BC incurre en un costo financiero mayor para absorber una determinada cantidad de liquidez, al emitir sus títulos. Vemos que se llegaría prontamente

a una tasa de interés tal que la política sea insostenible, si es que no se decide por liberar el mercado de cambios.

Esta situación sería muy similar al trilema monetario, ya que, dada la movilidad de capitales constante, el BC deberá elegir controlar tipo de cambio o tasas de interés.

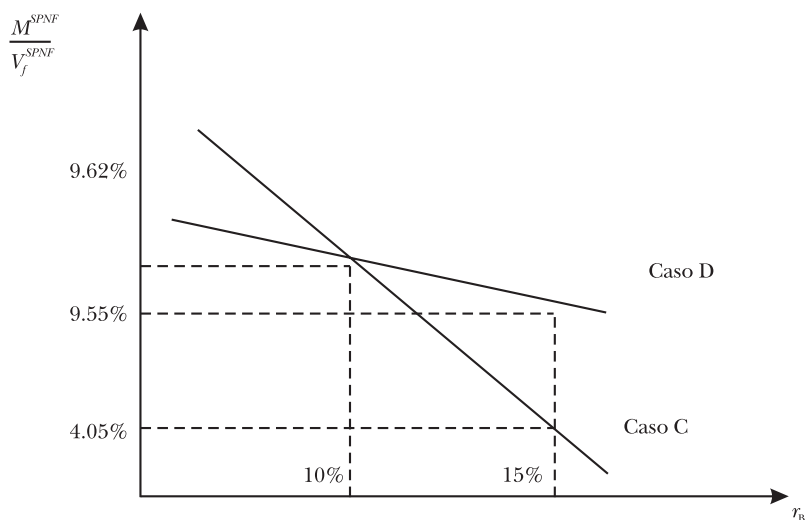
CUADRO 6

Participaciones	Constantes	$r_B = 15\%$	$r_F = 4\%$	Y
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.2255$	0.2246	0.008	-0.006	(+) $\alpha_3^D \cdot Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.0807$	0.0970	-0.1075	-0.002	(+) $\alpha_3^M \cdot Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.6769$	0.6657	-0.005	0.3	(+)(-) $\alpha_3^F \cdot Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.1164$	-0.1150	-0.009	0	(-) $\alpha_3^L \cdot Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0.1331$	0.1278	0.1132	-0.292	(+) $\alpha_3^B \cdot Y$
	1	0	0	

Aquí lo que se observa es que, dada una configuración paramétrica que refleja una baja sustituibilidad entre activos nacionales y el circulante, la participación de B^{SPNF} en el patrimonio financiero pasa de 12.7% (en el cuadro 2), a 13.3% en este caso; mientras que M^{SPNF}/V_f^{SPNF} se reduce de 9.6% a 8.1%.

De esta forma, la autoridad monetaria incurre en el costo financiero sin lograr mayores modificaciones en la composición de la cartera. Este escenario puede presentarse en situaciones en donde las preferencias del SPFN sean las de no incrementar tenencias de títulos del BC, ya sea porque el acervo es suficientemente grande en la composición de la cartera, o por alguna condición de riesgo (lo que no suele suceder habitualmente). En la gráfica II se presentan las conclusiones anteriores.

GRÁFICA II



VI. FLOTACIÓN ADMINISTRADA: DOS OPCIONES

A lo largo del trabajo se presentaron las limitaciones que podría enfrentar el mecanismo de esterilización cuando los activos en la cartera presentan características de baja sustituibilidad, donde los esfuerzos en términos de tasa deben ser mayores (si se quiere controlar el sendero de tipo de cambio).

A continuación se esbozan dos alternativas dentro de un régimen de flotación administrada. En la primera opción, se plantea la dinámica de un régimen de flotación administrada con un objetivo explícito de M2 (o podría ser algún otro agregado monetario), donde el BC interviene el mercado de cambios en un primer momento y posteriormente emite activos, es decir, esteriliza.

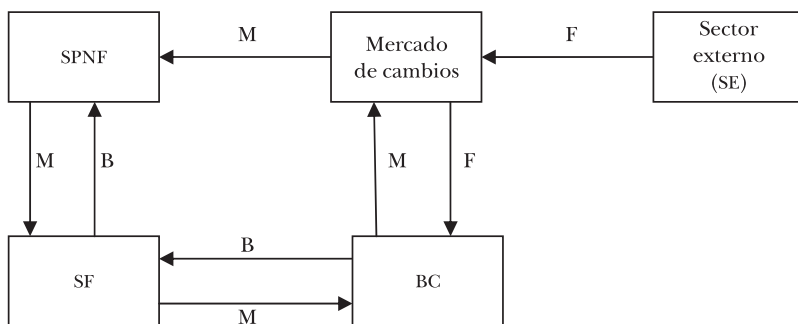
En segundo lugar, se presenta un régimen similar al de la primera opción, pero con el agregado de la política fiscal contracíclica, cuando el tesoro nacional colabora con la autoridad monetaria en el control y la obtención de las metas sobre los agregados monetarios. Cabe señalar que en este esquema lo que se destaca es que cuando el tesoro nacional colabora con la compra de dólares en el mercado de divisas, éste lo hace en forma genuina ya que no recurre a la emisión monetaria. En ese sentido, se nota que sería posible que el BC

alcanzará las metas monetarias en forma mucho más holgada, al tiempo que el tesoro nacional acumularía divisas, un punto interesante para economías con una alta relación deuda a PIB ya que se podría encarar una estrategia de desendeudamiento y se mejorarían los fundamentos de la economía.

1. Interacción entre los agentes en un esquema de esterilización y meta de M2

En el siguiente esquema se puede notar cómo interactúan los cuatro agentes en el proceso de esterilización. Por simplicidad expositiva, se prescinde de los intercambios financieros que exceden al proceso mencionado (es decir, no se explicitan los depósitos realizados por el SPNF o los créditos otorgados a éste).

ESQUEMA 1



El proceso comienza con la entrada de divisas a través del mercado de cambios (superávit comercial). El SPNF liquida divisas y demanda M ya que debe remunerar sus factores de producción y transaccionar bienes en la economía.

Lo que sucede es que en el mercado de cambios el SPNF consigue vender F (y así conseguir M) a un precio en donde no encuentra compradores (exceso de oferta). Por ello, el BC interviene como demandante (para evitar que el precio de F disminuya, es decir, que se aprecie M) y atesora el exceso de oferta de F mediante la emisión de M.

Cuando el BC emite M, los agregados monetarios comienzan a crecer y así, se estimula a la demanda agregada de manera que los agentes asistan al mercado para intercambiar su

dinero por bienes y servicios. El conflicto se presenta cuando hay mucho M buscando pocas mercancías y los mercados comienzan a ajustarse mediante precios.

Entonces, el BC busca absorber M ofreciendo a cambio un activo financiero (B) a cierta tasa de interés. La licitación de B se puede hacer a través de un intermediario financiero (el SF) o mismo directamente con el SPNF.

En este esquema de esterilización, observamos en secciones anteriores que el BC puede enfrentar el difícil problema de que los bonos que emite no encuentren compradores debido a que estos poseen en sus carteras cantidades suficientes y no pretenden sustituir otro activo por bonos. Es allí donde habíamos advertido que el BC perdería el control de la tasa de interés (debería ofrecer una tasa más alta) y se pondría en riesgo la solvencia cuasifiscal.

En caso de no aumentar la tasa de interés, no podrá colocar bonos, es decir, no podrá absorber dinero. Así se pondrá en riesgo el cumplimiento de la meta monetaria, los agregados monetarios se descontrolarían y el nivel de inflación se dispararía (si es que se sigue interviniendo el mercado de cambios).

2. Interacción entre los agentes en un esquema de coordinación macroeconómica (ECM)

A continuación, y en primer lugar, se presentan las hojas de balance de los agentes intervinientes. Cabe destacar que el marco de consistencia es similar al presentado en la sección II, agregando el sector público (SP).

SPNF		SF		BC		SE		SPu	
M_{SPNF}^{BC}	L_{SPNF}^{SF}	M_{SF}^{BC}	D_{SF}^{SPNF}	F_{BC}^{SE}	M_{BC}^{SPNF}	E_{SE}^{SPu}	F_{SE}	M_{SPu}^{BC}	E_{SPu}^{SE}
D_{SPNF}^{SF}		L_{SF}^{SPNF}			B_{BC}^{SF}			B_{SPu}^{BC}	
F_{SPNF}^{SE}		B_{SF}^{BC}							
B_{SPNF}^{BC}	V_f^{SPNF}		V_f^{SF}		V_f^{BC}		V_f^{SE}		V_f^{SP}

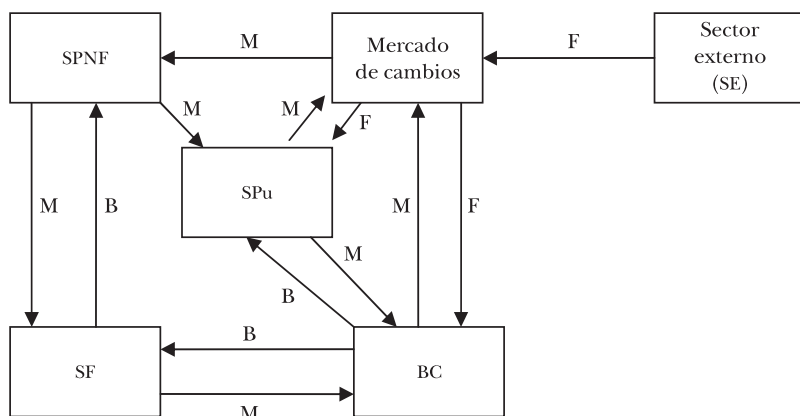
El SP posee en su activo dinero (M) emitido por el BCRA y lo recauda a través de los impuestos al SPNF, también puede

adquirir bonos (B) emitidos por el BC. Mientras que en el pasivo se encuentran las emisiones de deudas emitidas (E) contra el SE.

En el esquema 2, se agrega al sector público (SP) como un instrumento más para alcanzar los objetivos propuestos.

El SP reduce la liquidez del SPNF mediante políticas fiscales contractivas y adquiere con dicho dinero instrumentos financieros del BC o compra directamente parte del exceso de oferta en el mercado de cambios.

ESQUEMA 2



Esta medida ayudaría a descomprimir las presiones generadas por el BC en la cartera del SPNF y colaboraría con el control de la tasa y el cumplimiento más holgado de las metas monetarias.

Es decir, el esquema 2 funcionaría en forma similar al denominado de *esterilización*, solamente que se agrega un agente más (el SP), coordinándose éste con el BC, éste con el BC, en pos de preservar el resultado cuasifiscal⁸ y cumplir las metas monetarias.

A su vez, el hecho de que el SP realice una política fiscal contractiva ayudaría a acomodar a la demanda agregada en un

⁸ Decimos que la coordinación colabora con el buen resultado del balance del BC gracias a que, cuando el SP absorbe los bonos emitidos por el BC, se achica la oferta que se coloca en el SPNF. Ello ayuda, tal como dijimos, a que no se presione a un aumento de la tasa de interés que el BC paga por sus bonos.

lugar donde las presiones inflacionarias se vean controladas.

VII. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se propone un enfoque de cartera para estudiar una de las piezas críticas en los regímenes de flotación administrada: la política de esterilización. Como se ha mencionado a lo largo del desarrollo de la investigación, reviste crucial importancia el resultado cuasifiscal en la dinámica de los regímenes de flotación administrada.

De la aplicación del marco de consistencia stock-flujo presentado en este trabajo, se derivan interesantes conclusiones en lo referido a materia de política monetaria, y en particular en la política de esterilización.

Se presentaron cuatro casos en donde se deja claro que la política de esterilización goza de un espacio ideal para aplicarse si, y sólo si, el grado de sustituibilidad entre activos nacionales (letras y notas emitidas por el BC) y el circulante en cartera es alto. Se lo llama *espacio ideal* debido a que en éste no aparece el *trade off* entre *efectividad-costo financiero* que pudiera aparecer en otros escenarios. Antes bien, vimos que los esfuerzos en términos de tasa de interés a pagar por títulos puede ser controlada y aún así lograrse el objetivo de absorber circulante.

En cambio, en el marco de baja sustituibilidad entre activos externos y activos nacionales, vimos que los esfuerzos en términos de tasa de interés a pagar por estos últimos, deben ser mayores y el resultado es una consecuente *desdolarización* de la cartera, pero con escasa efectividad en controlar la meta explícita del régimen, ya que, como se ha especificado, la dinámica es muy similar a la de una operación de mercado abierto.

En este sentido, y en función de los casos analizados, parece pertinente concluir que la implementación de un régimen de flotación administrada y su consecuente política de esterilización debe evaluarse en una dimensión espacio-temporal particular dado que ésta terminará por configurar una estructura de cartera con determinadas características y ello habilitará, o no, a que el régimen sea sustentable desde el punto de vista intertemporal.

Por otro lado, se ensayan dos modalidades según las cuales

se podría plantear el régimen de flotación administrada. En un primer caso, el BC interviene el mercado de cambios teniendo luego que esterilizar la emisión para no exceder las metas monetarias. Al quedar sólo la autoridad monetaria administrando el tipo de cambio, el proceso de esterilización podría encontrar dificultades debido que la acumulación de acervos provocaría que los nuevos flujos sean más difíciles de colocar, generando la pérdida de control en las tasas de interés (si es que se continúa administrando el mercado de cambios con exceso de demanda negativa).

Como alternativa, se plantea un régimen de flotación administrada basado en un esquema de coordinación macroeconómica (ECM), donde se agrega un instrumento más para alcanzar los dos objetivos del régimen (tasas de interés para controlar agregados monetarios y sendero del tipo de cambio). Dicho instrumento es la política fiscal contractiva.

BIBLIOGRAFÍA

- Bergman, M. (2005), *The Portfolio Balance Model*, Institute of Economics, University of Copenhagen, Copenhagen, Denmark (Studiestraede 6, DK-1455).
- Bonfingher, P., y T. Wollmershäuser (2001), *Managed Floating: Understanding the New International Monetary Order*, CEPR (Discussion Paper, n° 3064).
- Bonfingher, P., y T. Wollmershäuser (2003), "Managed Floating as a Monetary Policy Strategy", *Journal of Economic Planning*, vol. 36, n° 2.
- Bonvecchi, C., y F. Porta (2003), *Las condiciones de consistencia micro-macroeconómica*, Estudios macroeconómicos a solicitud de la Secretaría de Política Económica, Ministerio de Economía de la Nación (Estudio, n° 1.EG.33.2).
- Branson, W. H. (1977), "Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination", *Sozialwissenschaftliche Annalen*, vol. 1.
- Chinn, M. D (2007), *A Portfolio Balance Model of the Risk Premium and the Implications of Autonomous Dollar Reserve Accumulation*, University of Wisconsin, Madison (Public Affairs, n° 854).

- Coremberg, A. (2007), *La riqueza de los argentinos: el balance de la economía argentina*, Fundación Bolsa de Comercio de Buenos Aires, agosto.
- Corso, E. A. (2007), *Espacios monetarios en América Latina. Un criterio para la selección del régimen*, Premio Anual de Investigación Económica 2007 en la categoría “Jóvenes Profesionales”, otorgado por el BCRA en el marco de las Jornadas Monetarias y Bancarias 2007.
- Damill, M., J. M. Fanelli, R. Frenkel y G. Rozenwurcel (1988), *Las relaciones financieras en la economía argentina*, Ed. del IDES.
- De Grauwe, P. (1982), “The Exchange Rate in a Portfolio Balance Model with a Banking Sector”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 1, pp. 225-39.
- De Grauwe, P., y M. Polan (2005), “Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?”, *Journal of Economics*, vol. 107, n° 2, pp. 239-59.
- Dornbusch, R. (1976), “Expectations and Exchange Rate Dynamics”, *The Journal of Political Economy*, vol. 84, n° 6, pp. 1161-76.
- Evans, M. D., y R. K. Lyons (2002), *Are Different-Currency Assets Imperfect Substitutes?*, CESifo Presented at CESifo Venice Summer Institute, julio (Working Paper, n° 978).
- Fanelli, J. M. (1991), *Tópicos de Teoría y Política Monetaria*, CIEPLAN (Serie Docente, n° 5).
- Fanelli, J. M., y R. Frenkel (1994), *Estabilidad y estructura: interacciones en el crecimiento económico*, CEPAL, Santiago; también publicado en J. Katz (ed.), *Estabilización macroeconómica, reforma estructural y comportamiento industrial. Estructura y funcionamiento del sector manufacturero latinoamericano en los años 90*, CEPAL/IDRC-Alianza Editorial, Buenos Aires, 1996.
- Frenkel, R. (2006), “An alternative to Inflation Targeting in Latin America: Macroeconomic policies focused on employment”, *Journal of Post-Keynesian Economics*, vol. 28, n° 4, pp. 573-91.
- Frenkel, R. (2006), *El esquema de Inflation Targeting y las economías en desarrollo*, exposición en las Jornadas Monetarias y Bancarias del Banco Central de la República Argentina, junio.

- Frenkel, R. (2007), *The Sustainability of Sterilization Policy*, Center for Economic and Policy Research, Washington, D. C.
- Frenkel, R., y M. Rapetti (2007), *Five Years of Competitive and Stable Real Exchange Rate in Argentina, 2002-2007*, CEDES, Buenos Aires.
- Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58, marzo, pp. 1-17.
- Gámez Amián, C., y J. L. Torres (1996), *Teoría monetaria internacional*, Editorial McGraw-Hill.
- Gurley, J. G., y E. S. Shaw (1955), "Financial Aspects of Economic Development", *The American Economic Review*, vol. 45, n° 4, pp. 515-38.
- Kydland, Finn E., y Edward C. Prescott (1977), "Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans", *Journal of Political Economy*, vol. 85, n° 3, junio, pp. 473-92.
- Maia, J. L., y M. Kweitel (2003), *Argentina: Sustainable Output Growth after The Collapse*, Dirección Nacional de Políticas Macroeconómicas, Ministerio de Economía-Argentina, septiembre.
- Metzler, L. A. (1951), "Wealth, Saving, and the Rate of Interest", *The Journal of Political Economy*, vol. 59, n° 2, pp. 93-116.
- Milei, J. G. (2004), "Real Echange Rate Targeting: ¿Trilema Monetario o Control de Capitales? La Política Fiscal", *Revista de Economía y Estadística*, de la Universidad Nacional de Córdoba, vol. 62, n° 2, pp. 63-87.
- Mishkin, F. S. (1996), *The channels of monetary transmission: Lessons for Monetary Policy*, National Bureau of Economic Research, febrero.
- Mishkin, F. S. (2007), *Monetary Policy Strategy*, The MIT Press. Cambridge, Massachusetts, Londres.
- Mishkin, F. S. (2007), *Will Monetary Policy Become More of a Science?*, NBER (Working Paper, n° 13566).
- Obstfeld, M. (1982), "Can We Sterilize? Theory and Evidence", *The American Economic Review*, vol. 72, n° 2, pp. 45-50.
- Phelps, E. (1967), "Phillips curve, Expectations and Optimal Unemployment Over Time", *Economica*, vol. 34, agosto, pp. 254-81.
- Santomero, A. M., y J. J. Siegel (1981), "Bank Regulation and Macro-Economic Stability", *The American Economic Review*, vol. 71, n° 1, pp. 39-53.

- Sarno, L., y M. P. Taylor (2001), "Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, If So, How Does It Work?", *Journal of Economic Literature*, vol. XXXIX, septiembre, pp. 839-68.
- Theil, H. (1961), *Economic Forecast and Policy*, 2da. ed., vol. XV de Contributions to Economic Analysis, Amsterdam, North Holland.
- Tinbergen, J. (1952), *On the Theory of Economic Policy*, 2da. ed., vol. I de Contributions to Economic Analysis, Amsterdam, North Holland.
- Tobin, J. (1968), "Pitfalls in Financial Model Building", *The American Economic Review*, Papers and Proceedings of the Eightieth Annual Meeting of the American Economic Association, vol. 58, n^o 2, pp. 99-122.
- Tobin, J. (1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 1, n^o 1, pp.15-29.
- Tobin, J. (1970), "Deposit Interest Ceilings as a Monetary Control", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 2, n^o 1, pp. 4-14.
- Tobin, J. (1982), "Money and Finance in the Macroeconomic Process", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.14, n^o 2, pp. 171-204.

Índice 2009

- Benavides, Guillermo, y Carlos Capistrán, Una nota sobre las volatilidades de la tasa de interés y del tipo de cambio según diferentes instrumentos de política monetaria: México, 1998-2008, pp. 391-412.
- Browne, Frank, y David Cronin, Una perspectiva monetaria de la relación entre los precios de productos básicos y los precios al consumidor. || N° 2, abril-junio, pp. 271-96.
- D'Amato, Laura, Lorena Garegnani y Emilio Blanco, Pronóstico de inflación en Argentina: ¿modelos individuales o *pooling* de pronósticos?. || N° 2, abril-junio, pp. 151-79.
- Díaz Maureira, Juan, y Gustavo Leyva Jiménez, Proyección de la inflación chilena en tiempos difíciles. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 491-522.
- Drehmann, Mathias Steffen Sorensen y Marco Stringa, El impacto integrado del riesgo de crédito y de tasa de interés bancarios: una perspectiva del valor económico y suficiencia de capital. || N° 1, enero-marzo, pp. 63-115.
- Gimeno, Ricardo, y José Manuel Marqués-Sevillano, Incertidumbre y el precio del riesgo en un proceso de convergencia nominal. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 451-89.
- Humala, Alberto, y Gabriel Rodríguez, Intervención en el mercado cambiario y volatilidad del tipo de cambio en el Perú. || N° 1, enero-marzo. pp. 47-61.
- Mendieta, Pablo, Sergio Cerezo y Javier Cossio, ¿La inflación está de vuelta en Sudamérica?: choques exógenos, expectativas y credibilidad de la política monetaria. || N° 3, julio-septiembre, pp. 359-89.
- Morales Ramos, Eduardo, La evolución de la pobreza *difusa* multidimensional en México, 1994-2006. || N° 2, abril-junio, pp. 209-70.

- Murray, André D., Modelling the Jamaican business cycle: a structural vector autoregressive approach. || N° 1, enero-marzo, pp. 117-50.
- Pedersen, Michael, Un indicador líder compuesto para la actividad económica en Chile. || N° 2, abril-junio, pp. 181-208.
- Pereda., Javier, Estimación de la curva de rendimiento para el Perú y su uso para el análisis monetario. || N° 3, julio-septiembre, pp. 413-50.
- Pérez-Velasco Pavón, Juan Carlos, Determinantes de la demanda por la denominación promedio de billete: el caso de México. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 523-48.
- Reyna Cerecero, Mario, Diana Salazar Cavazos y Héctor Salgado Banda, La curva de rendimiento y su relación con la actividad económica: una aplicación para México. || N° 3, julio-septiembre, pp. 297-357.
- Schneider, Andrés, Regímenes de flotación administrada: un enfoque de cartera. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 549-84.
- Tiscordio, Ina, y Elizabeth Bucacos, Efectos de la política fiscal en Uruguay: una aproximación a través de choques fiscales. || N° 1, enero-marzo, pp. 1-46.

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

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

COLABORADORES

Bancos centrales

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

Otras instituciones

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

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Real de Bancos Centrales

www.cemla.org