

monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXV, NÚMERO 1, ENERO-MARZO

2002

CEMLA

ASAMBLEA

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

JUNTA DE GOBIERNO, 2001-2003

Presidente: Banco de México □

Miembros: Banco Central de la República Argentina □ Banco Central de Brasil □ Banco de la República (Colombia) □ Banco Central de la República Dominicana □ Banco Central de Trinidad y Tabago □ Banco Central de Venezuela.

AUDITORÍA EXTERNA

Banco de México

PERSONAL DIRECTIVO

Director general: Kenneth Coates □

Subdirector general: Carlos-Alberto R. Queiroz □ *Directora de Capacitación:* Jimena Carretero Gordon □ *Directora de Estudios:* Flavia Rodríguez Torres □ *Director de Relaciones internacionales:* Juan-Manuel Rodríguez Sierra

monetaria

VOLUMEN XXV, NÚMERO 1, ENERO-MARZO DE 2002

Jacques J. Polak

- 1 Los *dos* enfoques de la balanza de pagos: el keynesiano y el johnsoniano

Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo

Roberta Blass Staub

- 29 Evaluación y combinación de mediciones de inflación de base para Brasil

Alexander W. Hoffmaister

Gabriela Saborío Muñoz

Ivannia Solano Chacón

Álvaro Solera Ramírez

- 51 Combinación de las proyecciones de inflación

Elena Grubisic

- 75 Determinantes de la evolución del crédito al sector privado en Argentina en el período 1994-2000

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

Jacques J. Polak

Los *dos* enfoques monetarios de la balanza de pagos: el keynesiano y el johnsoniano

I. INTRODUCCIÓN

En las décadas de los años cincuenta y sesenta se desarrollaron una serie de nuevos enfoques tendientes a entender mejor las secuencias de eventos económicos que pueden conducir a los países a tener problemas de balanza de pagos, así como las medidas que pueden prevenir o corregir tales problemas. Estas actividades intelectuales florecieron en dos lugares en particular, el Departamento de Investigación del Fondo Monetario Internacional (FMI) y el Departamento de Economía de la Universidad de Chicago. Debería considerarse que la Escuela de Economía de Londres (LSE) seguía una corriente parecida, toda vez

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el documento de trabajo del Departamento de Investigación del Fondo Monetario Internacional (WO/01/100) "The two Monetary Approaches to the Balance of Payments: Keynesian and Johnsonian", autorizado para publicación por Paul Masson. El autor fue Director del Departamento de Investigación del FMI desde 1958 hasta 1979. Este trabajo se preparó para una conferencia sobre "El modelo de economía abierta. Pasado, presente y futuro" que se dio en la Universidad Ben Gurión en Beersheba y la Universidad Bar Ilan en Tel Aviv, Israel, 18-21 de junio de 2001. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo son del autor y no necesariamente representan los del FMI o a la política del FMI. Los documentos de trabajo describen los avances de la investigación por parte de los autores y se publican para recibir comentarios y para posterior discusión. El FMI no se responsabiliza de esta traducción.

que Harry G. Johnson, a cuyo nombre se vinculan inexorablemente tales actividades, enseñó el nuevo evangelio como profesor en ambos lugares.

A mediados de la década de los años sesenta ya se había generado en Washington y en Chicago un considerable conjunto de teoría nueva sobre balanza de pagos y verificación estadística y en cada uno de esos lugares se decidió que había llegado el momento de redactar un libro que reuniera los resultados de sus respectivas actividades investigadoras. Los dos libros se publicaron casi simultáneamente con el mismo título “El enfoque monetario de la balanza de pagos” [Frenkel y Johnson (eds.) 1976; Rhomberg y Heller (eds.), 1977]. El prefacio del libro de Chicago hace referencia *brevemente* a “investigaciones recientes del Fondo Monetario Internacional” como una señal de bienvenida a la seria investigación hecha sobre el mismo tipo de problemas fuera de Chicago y de la LSE, aunque Johnson había expuesto en una conferencia en Amsterdam en 1971 un punto de vista algo diferente (y sin lugar a dudas del agrado de la audiencia) sobre el origen del enfoque monetario de Chicago: “No obstante el surgimiento de este nuevo enfoque ha sido en gran medida el trabajo de mi colega R. A. Mundell y de nuestros estudiantes en la Universidad de Chicago, ... personalmente creo... que su linaje intelectual puede remontarse, vía el período de servicio que desempeñó Mundell en el departamento de investigación del Fondo Monetario Internacional bajo la jefatura de J. J. Polak, al trabajo hecho en los años treinta por el economista holandés J. G. Koopman sobre el equilibrio monetario y el desarrollo subsecuente hecho por M. W. Holtrop y el Banco de los Países Bajos en lo que respecta a su expresión práctica en el modelo de análisis monetario del Banco”. (Johnson 1972a, pp. 84-85). El prefacio del libro del Fondo concluye con una discusión de similitudes y diferencias “entre el trabajo inicial del Fondo y el enfoque desarrollado en la literatura académica de la década anterior” (p. 12). En este prefacio el énfasis está claramente puesto en las similitudes, y la inclusión en el libro de tres trabajos de miembros del personal del Fondo, que tienen estudios previos hechos en Chicago o en LSE, se considera como la unión de las raíces de los dos enfoques.¹ El punto de vista básico acerca de que los enfoques no son sino ligeras variaciones del mismo tema, continua desarrollándose en Blejer *et*

¹ Las diferencias bien relacionadas cronológicamente que aparecen en los pasajes citados de los dos prefacios sugieren la hábil maniobra sobre la primacía intelectual destacada por Blejer *et al.* (1995, p. 710).

al., donde se acredita la literatura académica por su ‘más refinada y sólida formulación’ (Blejer *et al.* 1995, p. 710).

Después de la inoportuna muerte de Johnson en 1977, se hicieron algunos intentos por reconciliar las versiones de “Washington” y de “Chicago” sobre el enfoque monetario de la balanza de pagos. Helliwell (1978) estudió una amplia serie de escritos de Johnson, así como de otros profesores de la escuela de Chicago y encontró muchas observaciones de sentido común sobre relaciones entre el mundo real de la producción, los precios y la balanza de pagos, observaciones que van más allá del muy penetrante discurso de esa escuela que ve a la balanza de pagos como un fenómeno exclusivamente monetario. Y él, junto con Frenkel (Chicago) y Gylfason (FMI), elaboraron una elegante síntesis del enfoque keynesiano de antes de la guerra y del enfoque monetario de Chicago sobre la balanza de pagos (Frenkel, Gylfason y Helliwell 1980).

Desde entonces, el tema ha recibido muy pocos comentarios críticos. Si bien esto, sin lugar a dudas, se debe al hecho de que el papel de los elementos monetarios se ha incorporado al pensamiento macroeconómico convencional (Blejer *et al.* 1995, p. 715), es una lástima, no obstante, la falta de atención que se ha prestado al enfoque monetario. La prominencia de ese enfoque en el pensamiento académico durante varias décadas, así como el continuo sitio que ha ocupado en la condicionalidad de las políticas de préstamo del FMI (Polak 1998), justifican el esfuerzo de explorar algo más el origen de los dos enfoques, para comparar sus estructuras analíticas y extraer algunas conclusiones sobre su validez.

Con estos objetivos en mente, este trabajo presenta y evalúa, en la sección II, la evolución del “enfoque monetario” del Fondo, a partir del modelo multiplicador Kahn-Keynes de los años treinta, en el que no aparecen variables monetarias y que por supuesto era todo lo que la profesión podía ofrecer en términos de modelos macroeconómicos anteriores a la llegada de los modelos econométricos de verificación empírica de Tinbergen. Esta presentación da cuenta de manera más completa que la de Polak (1957) de la evolución gradual de las ideas sobre este tema en la literatura de los años treinta y cuarenta. La sección III describe, a continuación, la naturaleza y el origen del “enfoque monetario” tal como fue desarrollado de manera independiente por Johnson y sus seguidores. El resultado de este tratamiento comparativo es una fotografía de *dos* enfoques monetarios que son diferentes tanto en sus orígenes como en sus contenidos. En reconocimiento a sus vínculos históricos, me referiré al

enfoque del Fondo, como el “keynesiano” o el enfoque monetario “evolucionista”. El enfoque monetario “johnsonian”, por contraste, surgió del rechazo de la economía keynesiana; era en palabras del mismo Johnson, un enfoque “revolucionario”, (Johnson 1971).

En cierta medida las diferencias entre los dos enfoques se pueden atribuir a las diferentes preocupaciones de política que inspiraron los dos estudios elementales que dieron origen a ambos. El propósito explícito de Polak (1957 #, p. 15)² era el de “integrar los factores monetarios y crediticios a la explicación de los desarrollos del ingreso o de los pagos”. El análisis supuso un régimen de valores a la par, que pretendían permanecer sin cambio excepto en el caso de un “desequilibrio fundamental”. En contraste, el trabajo de Johnson (1958*) era un artículo que reseñaba los intentos recientes de estudiar los efectos de la devaluación sobre la balanza comercial, y la devaluación permanecía como una interrogante (Mussa 1976* p. 187) acerca de la cual la Escuela de Chicago demostraría su versión del enfoque monetario de la balanza de pagos.³ Ese objetivo específico dio lugar a un enfoque que no prestó atención a los choques que se originan en la balanza de pagos, lo que es un ingrediente esencial del modelo de Polak. Al mismo tiempo, el punto de vista de que en el contexto de posguerra –en contraste con el de los años treinta– la devaluación debería analizarse conforme al supuesto del pleno empleo de los factores de producción internos, era compartido por los economistas del Fondo que escribían sobre dicho tema. [Véase Polak (1948) y Alexander (1952).] El trabajo de revisión de Johnson en 1958 tomó como punto de partida el último trabajo citado, el cual había introducido el “enfoque de absorción” en el análisis de la devaluación.

Después de comparar los dos enfoques, el trabajo presenta una revisión crítica de los intentos hechos por sus respectivos proponentes de proporcionar un soporte empírico a sus hallaz-

² Puesto que muchos de los artículos periodísticos a los que se refiere este artículo se han reproducido en los dos compendios anteriormente mencionados, todas las referencias a páginas corresponden a estas fuentes convenientes. Los documentos marcados con * después del año de su publicación original fueron publicados o republicados en Frenkel y Johnson (1976). Los documentos marcados con # después del año de su publicación original se publicaron o republicaron en Rhomberg y Sélter (1977).

³ El trabajo póstumo de Johnson sobre este tema, describe aún su “nuevo enfoque sobre la teoría de la balanza de pagos” en términos de “enfoques alternativos a la teoría de la devaluación” (Johnson 1977, pp. 251-52).

gos teóricos. En una sección final se resumen las principales conclusiones.

II. LA VERSIÓN EVOLUTIVA DEL ENFOQUE MONETARIO

El modelo de Polak de 1957, en su forma más simple, se muestra en el apartado (a) de esta sección. Ahí nuestro interés no está en primer término en el modelo en sí mismo, sino más bien en su desarrollo a partir del modelo del multiplicador de Kahn de 1931, a través de un proceso de monetización: *i*) en la definición del multiplicando –el estímulo de gasto autónomo que impulsa un proceso acumulativo de expansión económica, *ii*) en la determinación de la magnitud de la propensión marginal al gasto, y *iii*) en la determinación del rezago temporal, entre dos rondas sucesivas de gasto.

1. El multiplicando

La presentación de Kahn del proceso multiplicador procede en términos de un estímulo inicial generado por un gasto gubernamental adicional en carreteras. Sin embargo deja claro, en primer lugar, que el mecanismo que él analiza no se confina al gasto gubernamental o a cualquier activo en particular; en segundo lugar, que sí supone financiamiento monetario. No se asume que los fondos se obtengan por vía impositiva sino por empréstitos, y “la inteligente cooperación del sistema bancario” se considera garantizada de forma tal que se permitirá que la oferta monetaria se expanda según se necesite (p. 174). En el enfoque de Cambridge, “la inversión” como el factor de demanda interna autónoma llegó a entenderse como la suma de la inversión privada y del déficit gubernamental, recibiendo esta última la ennoblecida denominación de “inversión honoraria” por parte de Dennis Robertson (citado por Machlup 1943 p. 9).

a) El modelo del Fondo en su forma más simple

El modelo consiste en dos ecuaciones de comportamiento y dos ecuaciones definitorias:

$$MO = kY \quad (1)$$

$$M = mY \quad (2)$$

$$\Delta MO = \Delta R + \Delta D \quad (3)$$

$$\Delta R = X - M + K \quad (4)$$

donde, MO = oferta monetaria; Y = PIB; M = importaciones; R = reservas; D = crédito interno del sistema bancario; X = exportaciones; K = entradas netas de capital del sector no bancario; k = la inversa de la velocidad de circulación;⁴ y m = la propensión marginal a importar.

No se muestran rezagos explícitos en las ecuaciones de comportamiento; pero el modelo adquiere su carácter dinámico del hecho de que en tanto las variables de flujo en él (Y , M , X y K) se miden como totales en el período unitario seleccionado, las variables de acervo (*stock*) (MO , R y D) se miden como cantidades pendientes al final del período. De esta forma, combinando las cuatro ecuaciones presentadas anteriormente:

$$\Delta Y = 1/k[\Delta D + X + K - mY] \quad (5)$$

Donde las series de tiempo para las tres variables exógenas ΔD , X y K determinan el desarrollo de Y , MO y M en el tiempo.

Como destaca Machlup (1943, p. 14) todo planteamiento sobre desembolsos creadores de ingreso puede también expresarse en términos de mecanismos monetarios involucrados, es decir, en términos de creación de crédito y desahorro. Pero Machlup se aferra a su multiplicando en términos no monetarios. El modelo de Polak, sin embargo, introduce las adquisiciones de activos internos del sistema bancario (ΔD en la ecuación (3) que aparece más adelante) como el componente interno del multiplicando. Esta selección implicó que las variaciones en la velocidad de circulación del dinero (ahorrar o desahorrar de manera no relacionada a cambios en el ingreso) podían menospreciarse, considerándolas como menores en comparación con las fluctuaciones en la creación de crédito neto por el sistema bancario. Si este es un supuesto válido,⁵ ΔD en la ecuación

⁴ Si el período seleccionado es un año (como en Holtrop 1959), k es igual a la inversa de la velocidad *anual* de circulación, si el período unitario se toma como el período de circulación del ingreso (como en Polak, 1957), $k = 1$. Nótese que los resultados del modelo no permanecen sin variación ante los cambios en la extensión del período unitario, combinados con el cambio correspondiente en k . Si el período es de un año, el ajuste de MO a un cambio autónomo en D (o con X o K) es entonces mucho más lento, con un período de, digamos, tres meses, y los efectos reales del cambio serán correspondientemente mayores como veremos cuando discutamos las mejoras de Prais al modelo que se presenta más adelante.

⁵ Polak 1957 #, pp. 18-21 presenta cuadros de 44 países para apoyar el punto de vista de que la información anual de la velocidad de circulación "muestra consi-

(3) del modelo sería una buena aproximación a la suma de todos los factores expansivos internos relevantes: inversión en negocios, en la medida en que no fue auto-financiada o financiada con las ganancias de acciones y bonos vendidos a ahorristas; el gasto de los consumidores financiado por crédito bancario; y el gasto del déficit gubernamental financiado por el sistema bancario.

ΔD (o DCE , “expansión crediticia interna” tal como llegó a conocerse en las discusiones entre el Fondo y las autoridades monetarias del Reino Unido) también resultó una variable a la cual los economistas monetaristas, siguiendo el trabajo de Triffin sobre estadísticas bancarias latinoamericanas, habían prestado una buena dosis de atención en los años cuarenta. *International Financial Statistics*, publicación estadística mensual que el FMI, empezó a publicar en 1948, organizó la información bancaria consolidada de cada país, en una “medición monetaria” que seguía el patrón de la dicotomía de Triffin entre dinero de origen interno (creación de crédito interno) y dinero de origen externo (reservas internacionales). Aún en ese entonces la información para producir esas mediciones estaba disponible en casi todos los países, con un rezago de sólo algunas semanas, a partir de las hojas de balance de los bancos comerciales, las cuales eran capturadas por los bancos y presentadas en un formato consolidado.

En una economía abierta, los impulsos autónomos que surgen del exterior dominan típicamente las fluctuaciones en el ingreso nacional y era natural, por lo tanto, que a los que ejercían en la práctica el enfoque multiplicador, de un país pequeño les viniera la idea de tomarlos en cuenta. En un estudio empírico sobre el ingreso nacional de Australia, Clark y Crawford (1938) presentaron un multiplicando que era la suma de cuatro elementos: inversión privada, déficit gubernamental, exportaciones e importaciones de reemplazo (es decir, cambios en las importaciones no generados por cambios en el ingreso).⁶ Algunos años más tarde, Machlup (1943) trabajó una amplia gama

derable evidencia de la estabilidad anual o de una tendencia a registrar movimientos en un año que son subsecuentemente revertidos”, p. 17.

⁶ Colin Clark explicó el razonamiento subyacente de la siguiente manera “ni el Sr. Keynes ni el Sr. Kahn...aclaran el problema del efecto de los cambios en las exportaciones sobre la actividad económica general. En Australia (y por esa razón en Gran Bretaña) este es un problema de suma importancia. En nuestro análisis de las estadísticas australianas, el Sr. Crawford y yo, adoptamos la definición de considerar los cambios en el valor de las exportaciones conforme a las mismas bases que los cambios en el nivel de la inversión (Clark 1938, p. 438).

de ejemplos numéricos de multiplicadores aplicados a cambios tanto en inversión en hogares como en exportaciones.⁷

Estos lineamientos se encuentran en el modelo en el que el multiplicando se desarrolló como la suma de la creación de crédito interno, las exportaciones, y las importaciones de capital –una combinación para la que Fleming creó el término de “creación de dinero bruto” (Fleming y Boissonneault 1961#).

2. La propensión marginal a gastar

El multiplicador de Kahn se basó en estimaciones de dos coeficientes de comportamiento: la propensión marginal a consumir –basada en un promedio ponderado de las propensiones marginales a consumir de los trabajadores y de los empresarios, y la propensión marginal a importar. Angell (1941) y Metzler (1942) añadieron “una propensión marginal a invertir” para obtener efectos de inversión secundarios, ampliando así la primera propensión de Kahn y convirtiéndola en una “propensión marginal a gastar”. Esta transformación afectó el análisis del multiplicador de varios modos.

Primero, eliminó la expectativa de una declinación geométrica en rondas sucesivas de gasto, toda vez que la propensión marginal a gastar podría muy bien igualar, o tal vez rebasar, la unidad.⁸ De hecho, si uno supone –como es típico en muchos países en desarrollo– que el crédito bancario está racionado, deberían darse todo tipo de incentivos a los ahorradores y a los inversionistas para que busquen medios por los que el ahorro de

⁷ La tentación de seguir más la nomenclatura estadística que el análisis económico mediante la agregación al multiplicando de la “inversión extranjera” –la balanza comercial, más que su supuesto componente autónomo, representado por las exportaciones como una primera aproximación– fue superada solo después de un largo y acalorado debate Machlup (1943, capítulo III) relata el debate que sobre este tema había antes de la guerra; véase también Polak (1947), Haberler (1947) y Polak y Haberler (1947).

⁸ El comentario de Nurkse sobre esta posibilidad anticipa el enfoque monetario keynesiano: “...el gasto sucesivo de ingresos adicionales ganados en primera instancia por el comercio de exportación tenderá a producir un incremento en el ingreso total que a su vez tenderá a incrementar las importaciones, de forma tal que se compensarán las mayores exportaciones. Alguna parte del ingreso adicional se ahorrará; y si no hubiera una inversión incrementada que absorba este ahorro, la elevación del ingreso se detendría y el ajuste de las importaciones a las exportaciones incrementadas quedaría incompleto. De hecho, sin embargo, el alza en el gasto interno corriente es probable que induzca una mayor tasa de gasto de capital, que tenderá a absorber el ahorro adicional (Nurkse 1943, p. 101).

los primeros, aquél que rebasa las cantidades que desean añadir a sus tenencias de dinero, fluya hacia inversiones adicionales.

Segundo, la fusión de una propensión marginal a consumir y una propensión marginal a invertir hace irrelevante el concepto de propensión marginal a ahorrar desde el punto de vista del proceso multiplicador. Hay espacio, sin embargo, para una propensión marginal a ahorrar” que expresa la demanda de acervo (*stock*) de dinero como función del flujo de ingreso.⁹

Tercero, si la relación que hay entre dinero e ingreso es de proporcionalidad, implica una propensión marginal a gastar igual a la unidad.¹⁰ Sin embargo, debido a que el ajuste del gasto al ingreso no es instantáneo, el ahorrar en forma de dinero durante ese ajuste iguala el gasto por debajo del ingreso.

Aunque el cálculo de Kahn sobre la propensión marginal a consumir en el Reino Unido en la depresión, está muy por debajo de la unidad (en gran medida porque asume que el gobierno no gastará “los ahorros de la beneficencia” y los ingresos impositivos extraordinarios), él sí considera también el efecto de una propensión igual a 1. Él combina esto con el supuesto de un sistema cerrado (eso es, un sistema sin una fuga de importación) para concluir que la razón de efectos secundarios a primarios llegaría después a infinito. En esas circunstancias, Kahn escribe “un hombre puesto a trabajar en caminos colocaría a todo el resto de los desempleados en empleo secundario” (p. 184, repetido *verbatim* en la p. 190).

3. El proceso multiplicador en el tiempo

Kahn no aborda el proceso multiplicador período por período, sino que considera solo “la posición final de equilibrio,

⁹ Frenkel y Johnson (1976,* p. 30) criticaron a Meade por confundir las dos propensiones.

¹⁰ Polak (1957#, pp. 24-6). El mismo argumento se encuentra en –Dornbusch (1973*, p. 170: “...cuando se alcanza el equilibrio de acervo (*stock*) monetario, la propensión media (y por lo tanto también la marginal) a gastar es igual a la unidad.” Asimismo lo expresa Johnson (1976, p.450): “el enfoque monetario... implica que el nivel de gasto... debe converger en el punto... [donde] sea igual al ingreso”. Esta no era la posición original de Johnson; su trabajo de 1958* (p. 55, nota de pie 12) aún mostraba los rasgos keynesianos de la propensión marginal a gastar menor a la unidad, a la que (según parece) el le da cierta probabilidad *a priori* al afirmar que es la precondition para la “estabilidad del multiplicador”.

cuando todo está asentado”. Admite que “toda vez que los salarios y las ganancias no se gastan tan rápido como se ganan, pasará algún tiempo, por supuesto, entre el punto en que empieza el empleo primario y el punto en que el empleo secundario alcanza sus dimensiones completas” (nota de pie 2 en p. 183).¹¹ Definir el proceso multiplicador en el tiempo requiere estimar el desfase entre una ronda de ingreso y la siguiente, a través de gasto en consumo, el reabastecimiento al por menor y al mayoreo, el flujo (tal vez a través de intermediarios) de ahorro hacia gastos de inversión e incrementos en la producción y empleo en las industrias tanto de bienes de consumo como en las de bienes de inversión. Puesto que la información microeconómica necesaria para estimar este desfase no está disponible, varios autores han tratado esta cuestión con la ayuda de estadísticas monetarias.

El primero en hacerlo fue J. M. Clark (1935, pp. 96-99). Parte de una cifra cercana al 1.6 como promedio cíclico de la velocidad de circulación (anual) del dinero en Estados Unidos, que podría corresponder a una cifra marginal de casi dos veces ese monto en una pronunciada elevación cíclica provocada por una política fiscal expansionista. Esto lo lleva a calcular de manera aproximativa que el rezago de ingreso a ingreso es de tres meses. Machlup estima, de manera algo diferente, un “período de propagación del ingreso marginal” (que el asume que será igual al período promedio) en Estados Unidos, que también resulta de tres meses (Machlup 1939, p. 10).¹² Polak (1957) usa la inversa de la velocidad ingreso anual promedio del dinero como la medida del período de ingreso que calcula para una gran cantidad de países.¹³

La realización de trabajos posteriores sobre el modelo pusieron en claro, sin embargo, que esta tercera innovación monetaria aplicada al modelo de Kahn carecía de una sólida cimentación microeconómica. Ello implica que la siguiente ronda de

¹¹ Su descripción de la dimensión temporal también destaca su importancia cuantitativa. Algunos lapsos de tiempo más bien modestos, pasarán entre *cada ronda de gasto*, pero alcanzar aun una mayor proporción de los efectos completos tomará una gran cantidad de estos períodos.

¹² Su estimación de la velocidad ingreso equivalente a cuatro por año se refiere a ‘saldos activos’ solamente derivados de la exclusión de un porcentaje de la oferta monetaria que fluctúa entre 50 y 60, considerada como ‘saldos mínimos, con cero velocidad de circulación’.

¹³ Tal como lo especifican muy claramente Flemming y Boissonneault (1961 # p. 133), el modelo supone expansión de crédito interno... entra inmediatamente al ingreso y es sucesivamente vuelto a gastar al final de cada período de ingreso subsecuente”.

gasto para cada hogar o negocio empieza sólo después de que ha acumulado la cantidad completa de dinero que desea mantener a la luz del incremento de su ingreso o de su volumen de ventas. Pero parece muy poco probable que un hogar o un negocio optara por la solución acaparadora de dar total prioridad al ajuste de su acervo (*stock*) de dinero a su nuevo nivel de ingreso y no al de hacer algún incremento en su nivel de gasto. Un enfoque más general sería el de asumir que cada agente usaría parte de su nuevo ingreso para elevar el gasto y el remanente para iniciar una restauración parcial de su razón de liquidez. Este fue el enfoque que desarrolló Prais (1961). Él le añadió al modelo de Polak una ecuación explicando el gasto doméstico (E), que incorpora el concepto de que tanto el acervo de dinero como el de gasto se ajustan gradualmente a sus niveles deseados como funciones de ingreso.

a) Expansión del modelo del Fondo para incorporar un ajuste gradual del dinero a su nivel deseado como función del Ingreso

Se introduce una nueva variable E (expresando gasto), definida como:

$$E = Y + X + M \quad (6)$$

y una nueva ecuación de comportamiento que relaciona E e Y por medio de una propensión marginal unitaria a gastar, pero se ajusta E mediante una fracción a relativa a la diferencia entre las tenencias de dinero reales y las deseadas:

$$E = Y + a(MO - kY) \quad (7)$$

La ecuación (7) combina las ecuaciones (1) y (3) de Prais (no presentadas aquí; con los símbolos ajustados a los que se usaron en el modelo del Fondo en su forma más simple. (Véase Prais 1961 #, pp. 148.)

El efecto de este cambio en el modelo consistió en alargar el tiempo que toma ajustar el acervo (*stock*) de dinero a su nivel deseado, y consiguientemente acelerar el ajuste del ingreso y las importaciones y reducir el rezago que tiene con respecto a los factores expansionarios autónomos. Prais expresó su conclusión en términos algo crípticos [“El ajuste más lento de la liquidez tiene la consecuencia de darle mayor peso a los elementos exógenos actuales en la determinación de las importaciones actuales, a expensas de los valores precedentes” (p. 158)], lo cual puede ayudar a explicar por qué otros investigadores en el Fondo lo pasaron por alto (véase más adelante).

III. EL ENFOQUE MONETARIO DE LA BALANZA DE PAGOS DE JOHNSON

En contraste con el desarrollo evolutivo del modelo de Kahn-Keynes, tal como se describió en la sección anterior, Johnson presenta su enfoque monetario como “revolucionario”, y más específicamente como una contrarrevolución a la revolución keynesiana (Johnson 1971). Habiendo empezado su carrera académica como “Keynesiano de Cambridge”, Johnson, a mediados de los años cincuenta, se había desilusionado del clima intelectual de Cambridge y se trasladó a la Universidad de Manchester, distanciándose del keynesianismo ortodoxo (Laidler 1984, pp. 595-98). El estudio de 1958 que se refería a lo anterior se escribió en dicho período. Su descubrimiento del enfoque monetario como un punto de partida completamente nuevo para el análisis de la balanza de pagos parece haber tenido la fuerza liberada de una epifanía.

Al utilizar este enfoque, Johnson y sus seguidores sacudieron algunos atributos de la ortodoxia keynesiana, tales como ‘el supuesto del desempleo masivo’ o “el enfoque de las elasticidades”. Johnson mismo, algunas veces mostró una posición personal anti-keynesiana muy fuerte.¹⁴

En la revolucionaria versión johnsoniana del enfoque monetario, el dinero no se introduce como un factor que contribuye a la explicación de la balanza de pagos. El dinero entra al principio del planteamiento, como una especie de manifiesto anti-keynesiano. Es así que la primera oración del ensayo introductorio de Frenkel y Johnson en su *Enfoque monetario de la balanza de pagos* (1976* p. 21) dice: “La principal característica del enfoque monetario a la balanza de pagos puede resumirse en la proposición de que la balanza de pagos es esencialmente un fenómeno monetario”. El epíteto “esencialmente monetario” apareció por primera vez en el “artículo básico” (para utilizar la descripción de este trabajo) que hace el volumen de Chicago de Harry Johnson (1958) sobre el tema donde aparece tres veces,

¹⁴ Así por ejemplo: “El supuesto de un normalmente pleno empleo refleja el paso del tiempo y la acumulación de experiencia de un razonablemente pleno empleo como la norma histórica más que la rareza en que lo convirtieron la teoría keynesiana y la mitología del ala izquierdista keynesiana” (Frenkel y Johnson 1976*, p. 25). Y su veredicto sobre Keynes, el hombre: “En retrospectiva, me parece que Keynes puede ser criticado legítima y fuertemente por un sofisticado tipo de oportunismo intelectual –característico de su personalidad y filosofía de vida– que tiene efectos seriamente adversos a largo plazo tanto para el bienestar de su país como para la importancia de la economía” (Johnson 1972a, p. 78).

con la conclusión de que “la formulación de la balanza de pagos como la diferencia entre pagos agregados e ingresos agregados aclara, por lo tanto, los aspectos monetarios del desequilibrio de la balanza de pagos y enfatiza su naturaleza esencialmente monetaria” (Johnson 1958* p. 51). Eso fue mucho antes de que Mundell se mudara a Chicago, de hecho antes de que se incorporara al equipo del Fondo en 1961 –lo que sugiere que la genealogía del enfoque monetario de Chicago citado en la introducción era indebidamente modesta.

La retórica del “fenómeno esencialmente monetario” reaparece como punto de partida preceptivo en los escritos de muchos de los seguidores de Johnson. Así, por ejemplo, Mussa (1976*, p.89) en una sección que contiene las palabras mágicas como su encabezado: “La balanza oficial de liquidaciones está en superávit (déficit) cuando las autoridades monetarias de un país están comprando (vendiendo) divisas a fin de prevenir que su propia moneda se aprecie (deprecie) con respecto a otras monedas. Así, el análisis de la balanza de pagos sólo hace sentido en un modelo monetario explícito y, en este sentido, la balanza de pagos es un fenómeno esencialmente monetario. O, para darle un tono más provocativo al punto, el análisis de la balanza de pagos como marco teórico en aquellos casos en los que el dinero no está presente explícitamente no tiene *prima facie*, ningún sentido”.

Nótese que lo nuevo aquí no es la ecuación de comportamiento que expresa la demanda de dinero, y que también tiene su sitio en los escritos de Keynes. Los nuevos descubrimientos son las ecuaciones definitorias a las que se hizo referencia anteriormente, la ecuación de la balanza de pagos y la hoja de balance del sistema bancario. Tal vez es difícil ver algo nuevo en esto –hasta que uno se da cuenta que el enfoque keynesiano tradicional sacó estas dos ecuaciones definitorias del sistema mediante su supuesto con respecto a las políticas. Kahn, por ejemplo, espera que las importaciones adicionales generadas por las obras públicas tengan sus efectos en el crédito externo neto del Reino Unido, a través de una modesta alza en las tasas de interés, no en el nivel de reservas, y por lo tanto por implicación sobre la oferta monetaria, suponiendo que el gobierno no contrarrestará el efecto comercio mediante restricciones al crédito externo o mediante la imposición de tarifas (1931, pp. 193, 195-96).

El hecho de que Kahn no haya supuesto el efecto del aumento de las importaciones sobre las reservas tal vez haya sido poco usual, pero los economistas británicos rutinariamente dejaban

de utilizar el supuesto de los cambios en las reservas sobre la oferta monetaria. El supuesto de Meade de una “economía neutral” como la base de la discusión de los choques económicos puede citarse como típico de este enfoque. “Suponemos...que el sistema bancario debe prepararse para expandir (o contraer) la oferta monetaria total en la medida necesaria para prevenir cualquier escasez (o exceso) de fondos en el mercado de capital que pudiendo ser inducida por cualquier otro factor perturbador puede causar un alza (o caída) en las tasas de interés” (Meade 1951, p. 48). La crítica de Johnson al modelo keynesiano se dirigió específicamente contra “el supuesto básico en el que descansa este sistema (el keynesiano) de análisis de la balanza de pagos... que las consecuencias monetarias de los superávits o déficit de balanza de pagos pueden ser y son absorbidas (esterilizadas) por las autoridades monetarias en forma tal que un superávit o un déficit pueden tratarse como un equilibrio de flujo. El nuevo [monetario] enfoque supone, en algunos casos asevera, que estas entradas o salidas monetarias no están esterilizadas o no pueden quedar esterilizadas dentro de un período relevante para el análisis de política sino que más bien influyen en la oferta monetaria interna (Johnson 1972, pp. 152-153).

Mediante el redescubrimiento del “carácter esencialmente monetario” de la balanza de pagos, Johnson y sus seguidores fueron, sin embargo, mucho más allá de rescatar las dos “identidades del dinero” –ecuaciones (3) y (4)– del menosprecio que habían sufrido en manos de los keynesianos en las décadas de los años cuarenta y cincuenta, especialmente en el Reino Unido y en Estados Unidos. Introdujeron un nuevo enfoque informal a la balanza de pagos, que consistía principalmente en señalar “que es el gasto de saldos en efectivo no deseados el que conlleva al superávit de importación y a la correspondiente salida del oro” (Johnson, 1972b, p. 91), criticando a Hume y a Viner por no acertar en aclarar esto. O como fue replanteado por dos de sus seguidores: “En el marco del enfoque monetario, la posición de la balanza de pagos en un país se considera que es un reflejo de las decisiones de la parte de sus residentes que acumula o se deshace de sus cantidades (*stock*) de saldos monetarios” (Aghevli y Kahn 1977 #, p. 275). Estas no son formulaciones de una proposición obviamente intuitiva, aún si uno supone que los agentes económicos determinan la cantidad de dinero que quieren mantener con base en una función simple y estable de un número limitado de variables. La proposición que vincula las tenencias de dinero en exceso a la balanza de pagos

no representa a una ecuación de comportamiento, sino más bien a una ecuación de forma reducida que traza los efectos de una inicial creación de dinero a través de un modelo completo de la economía de un país.

En agudo contraste con el enfoque monetario evolucionista que considera (como ya se vio) la creación crediticia como una medida de la demanda autónoma interna, el enfoque johnsoniano sólo puede entenderse si uno supone que la creación crediticia no tiene impacto en la demanda de dinero, al menos en la situación de equilibrio a largo plazo, a la que se dará lugar después de que los efectos de la creación crediticia hayan pasado por completo. Para ese plazo más largo el enfoque asume: *i*) condiciones en el mercado laboral que restaurarán la economía hasta lograr pleno empleo suponiendo que el choque inicial lo ha desplazado cierta distancia por arriba o por debajo de ese nivel; *ii*) condiciones en los mercados de bienes (“la ley de un precio”; todos los bienes se consideran comerciables) que aseguran que los precios en el país que experimentan el choque permanecen a nivel mundial (o regresan a ese nivel, si temporalmente son separados del mismo), y *iii*) condiciones en los mercados de activos que aseguran la igualdad de las tasas de interés internas y extranjeras. El primer supuesto junto con la no consideración del crecimiento económico (Johnson 1977 pp. 256, 259) significa que el ingreso real no cambia. Añádase el supuesto (*ii*) y el ingreso monetario tampoco cambia. Estando también las tasas de interés constantes por el supuesto (*iii*), la demanda de dinero tampoco debe cambiar una vez que se ha alcanzado el equilibrio. Toda la inyección de dinero nuevo es por lo tanto excesiva y debe deshacerse si los agentes económicos quieren retornar al confort de su preferida ecuación de saldos en efectivo. Y “la cuenta de dinero” (La descripción de Mussa del saldo oficial de liquidaciones) es el lugar donde debe desaparecer el exceso de dinero. Por lo tanto, la creación de crédito debe generar un déficit de balanza de pagos del mismo tamaño.

Un modelo desarrollado conforme a estos lineamientos se presenta a continuación. Un modelo monetario más explícitamente dinámico utilizado por algunos escritores de Chicago se presenta más adelante.

1. El modelo johnsoniano en su forma más simple (equilibrio a largo plazo)

$$MO = kY + qr \quad (J-1)$$

$$\Delta MO = \Delta R + \Delta D \quad (\text{J-2})$$

$$Y = y \cdot p \quad (\text{J-3})$$

$$y = y \text{ (pleno empleo) } = \text{constante} \quad (\text{J-4})$$

$$p = p \text{ (mundial) } = \text{constante} \quad (\text{J-5})$$

$$r = r \text{ (mundial) } = \text{constante} \quad (\text{J-6})$$

donde, y = producción; p = nivel de precios; y r = tasa de interés.

De (J-1), (J-3), (J-4), (J-5) y (J-6):

$$\Delta MO = 0, \text{ y por lo tanto} \quad (\text{J-7})$$

$$\Delta R = -\Delta D \quad (\text{J-8})$$

El modelo monetario no nos dice por medio de qué cuenta “arriba de la línea” pasará lo anterior. (Mussa 1976*, p. 190), pero en su simplicidad deriva una proposición de gran importancia –la creación de crédito causa un déficit de balanza de pagos de igual tamaño– sobre la base de un modelo económico que contiene sólo una ecuación explícita de comportamiento, a saber, la de la demanda de dinero. Mussa alaba esta simplicidad al hacer notar que “[la estrechez del enfoque monetario en su concentración de la cuenta oficial de liquidaciones se complementa con la amplitud del enfoque monetario en su concepción de un ‘fenómeno esencialmente monetario’” (Mussa 1976* p. 190). No estoy seguro de captar completamente el valor de este beneficio complementario pero si quiero dirigir la atención hacia un efecto negativo de la “estrechez” del enfoque: al centrarse en la *balanza* de pagos como un residuo, se ciega a los impulsos exógenos que se originan en la balanza de pagos.¹⁵ Al ser las exportaciones, y más recientemente también los movimientos de capital, los determinantes autónomos dominantes de todas las economías, salvo las más grandes, todo enfoque que ignore estos aspectos corre el riesgo de incurrir en fuertes costos en términos de relevancia.

En todo caso, por su simplicidad la proposición está obviamente equivocada, aún cuando se cumplan todas sus suposiciones. Hay dos “cuentas monetarias”, no una. Las autoridades monetarias pueden crear dinero (base) de dos maneras, mediante la compra de activos extranjeros o activos internos. De la misma forma, los agentes económicos pueden deshacerse de

¹⁵ Esta es una de las críticas que aparecen en el enfoque de Chicago de Rabin y Yeager (1982).

sus excesivas tenencias de dinero por dos medios, ya sea comprando bienes o valores extranjeros o, de una manera mucho más fácil, mediante el repago del crédito interno al sistema bancario. Si la creación de crédito lleva o no, y en qué medida lo haga, a un resultado u otro dependerá, para empezar, de cómo se dé.

Cuando la creación de crédito toma la forma de operaciones de mercado abierto en un mercado de crédito completamente equilibrado, el supuesto johnsoniano de que la operación no tiene efecto sobre la demanda de dinero, de forma tal que los agentes económicos se encuentren a sí mismos con una cantidad correspondiente de dinero en exceso, puede acercarse a la realidad. En dichas circunstancias, sin embargo, lo más probable es que reaccionen al desequilibrio en su posición de efectivo por el repago de los préstamos de los bancos internos, y sólo una pequeña parte de la creación de crédito provocará una pérdida de reservas a menos que la vinculación del país al mercado internacional de capital sea tan perfecta que la mayoría del dinero recientemente creado fluya inmediatamente al exterior.

Por otra parte, en muchos países en desarrollo el crédito está racionado y la creación de crédito –hecha posible, por ejemplo, mediante un relajamiento de las restricciones de crédito a los bancos comerciales, o como resultado de los déficit gubernamentales financiados por los bancos– se asocia a la creación de ingresos adicionales.¹⁶ De hecho, como se ha indicado anteriormente, el enfoque monetario del Fondo toma la creación de crédito interno como una aproximación (*proxy*) a un incremento autónomo en la demanda y el modelo introducido para describir ese enfoque halla entonces que la cantidad total de la creación de crédito con el tiempo se fugará a través de la balanza de pagos.

Sin embargo, hay que notar que el modelo no apoya lo dicho por Johnson en el sentido de que la pérdida de reservas refleja la presencia de un exceso de dinero en la economía. El aumento en el ritmo de creación de crédito, o el mayor nivel de exportaciones causado, por ejemplo, por un incremento en el precio del principal bien de exportación del país, sólo elevará la oferta monetaria gradualmente, semana a semana, en la medida que la nueva situación económica persista. Pero estos impulsos elevarán, más o menos inmediatamente, el nivel anual de ingresos de aquellos que se benefician de ello, y de ahí en ade-

¹⁶ Este es también el supuesto de Mundell, principalmente “que el país en consideración es una economía pequeña... [y] que carece de mercado de crédito”. (Mundell, 1967* p.67).

lante el ingreso en el país continuará elevándose como resultado de rondas de gasto sucesivas. A medida que aumente correspondientemente la demanda de tenencias monetarias, la economía experimentará una escasez de dinero, que se satisfará sólo gradualmente mediante un incremento de su oferta. Aún a pesar de esta escasez de dinero, éste se enviará al exterior para pagar las importaciones adicionales en la medida en que el gasto se ajuste parcialmente por lo menos al mayor nivel de ingreso. En el enfoque paso a paso del modelo de Polak, el acervo (*stock*) de dinero permanece por debajo de su equivalente de ingreso hasta el final de cada período de ingreso; tan pronto como se alcanza ese punto, empieza una nueva ronda de gasto, en la cual, a base de elevar el ingreso de un nuevo grupo de beneficiarios, se recrea de inmediato una falta de dinero para ellos. En promedio, por lo tanto, el dinero estará por debajo del nivel deseado.¹⁷ La fórmula más elegante de Prais para el ajuste de las tenencias monetarias implica una continua falta a medida que el acervo (*stock*) de dinero se acerca asintóticamente *desde abajo* a su demanda, la cual a su vez se eleva asintóticamente a su valor de equilibrio.¹⁸ El equivalente de la ecuación de la demanda de dinero de Prais se usa también (sin estar atribuida a alguno) en dos trabajos de Chicago que no descansan en el postulado de pleno empleo (Dornbusch 1973*, pp. 169-70 y Rodríguez 1976* pp. 234);¹⁹ pero tal vez porque se centra en la situación de equilibrio último más que en el proceso por el que se llega al equilibrio, estos trabajos no registran la forma en que el acervo (*stock*) de dinero se ajusta a la demanda del mismo.

La realidad no estará delimitada tan rígidamente como lo sugiere la descripción de estos modelos. Los incrementos de precios de las cosechas de exportación, por ejemplo, rara vez se dan en forma de grandes intervalos anuales, y después permanecen por largos períodos en el nuevo nivel. Los exportadores pueden conocerlos por anticipado y pueden haber vendido parte de su cosecha en mercados a plazos (*forward*). Pueden incluso no confiar completamente en el incremento de su nivel de ingreso anual a partir de primer día de los mayores precios,

¹⁷ Este rezago no es evidente en la gráfica 2 de Polak (Polak 1957#, p. 34), en donde la misma curva describe el crecimiento del dinero y, a escala diferente, el del ingreso. Pero este esconde un rezago promedio de medio período de ingreso, a medida que el dinero se mide al final del período y el ingreso como el promedio del mismo período.

¹⁸ Prais describe el funcionamiento del modelo en una nota de la p. 149.

¹⁹ También Mundell (1991, p. 499) lo usa más recientemente y con la atribución correspondiente.

y por esa razón pueden moderar el ajuste tanto de sus niveles de gasto como de sus niveles de preferencia de saldos de efectivo. No obstante, si uno acepta el modelo básico en el que la demanda de dinero es una función del nivel de ingreso y la oferta monetaria se crea sólo gradualmente en el tiempo, la conclusión debe ser que cualquier causa que eleve el ingreso, en tanto genera dinero adicional, irá acompañada de una escasez de dinero.²⁰

IV. EVIDENCIA EMPÍRICA

Los desarrolladores de ambos “enfoques monetarios” se dedicaron a hacer estudios econométricos tratando de encontrar apoyo para sus construcciones teóricas. Mediante la presentación de un pequeño informe sobre el éxito, o sobre la falta del mismo, que han tenido estos esfuerzos, haremos que nuestra evaluación de los dos enfoques llegue a su conclusión.

1. Verificación de la versión keynesiana

Partiendo de la base de los supuestos del modelo de Polak se pueden calcular valores para las variables dependientes (PIB, importaciones y dinero) como promedios ponderados de valores pasados y presentes de la suma de las variables autónomas ($\Delta D + X + K$), con ponderaciones que son funciones simples del período de ingreso del país y de la propensión marginal a importar. Polak y Boissonneault (1960#) compararon importaciones calculadas conforme a esta fórmula con importaciones reales y encontraron que los resultados eran razonablemente satisfactorios. Sin embargo, en un estudio de seguimiento (Flemming y Boissonneault 1961#) se encontró un rezago sistémico de importaciones reales de previstas con retraso y se sugirió una serie de causas posibles para ello, tales como el efecto de ganancias de exportación mayores sobre restricciones de importación, el contenido de importación de la inversión, por arriba del promedio, en materias primas o bienes semi-manufacturados que se financiaron con crédito bancario, o tal

²⁰ En un mercado de dinero equilibrado, la ‘escasez de dinero’ se reflejará en una elevación de la tasa de interés. Pero cuando el mercado de crédito está severamente racionado, las tasas de interés bancarias muy probablemente no lograrán registrar tal escasez. Si hubiera datos sobre la posible tasa de interés en un mercado restringido o bolsín (*curb*) podría ser posible verificar si dicha tasa fluctuó por estar asociada con el valor de las exportaciones y con la oferta monetaria.

vez causalidad reversible (pp. 140-41). Aunque sus datos no tenían suficientes grados de libertad para determinar un rezago preciso, los autores notaron que las importaciones reales se correlacionaban en lo general mejor con factores autónomos actuales que con dichos factores rezagados conforme a los coeficientes de Polak.

Lo que parece no haberse notado en esa época, ni siquiera incluso 15 años después, cuando el volumen del Fondo se dio a conocer (Rhombert y Heller 1977 p. 10), es que la introducción que hizo Prais de una ecuación mejorada de demanda de dinero podría por sí misma llevar a una reducción en la estructura de rezagos del modelo. El interés en esa estructura de rezagos, de cualquier manera se ha desvanecido. No juega ningún papel en la “programación financiera” del Fondo. El estar alerta con respecto a este rezago es todavía útil para que sirva de recordatorio de que un superávit inicial de pagos, como consecuencia de un alza de exportaciones, no persistirá a medida que la economía se ajuste. Pero desde un punto de vista de política, la lección de que la creación excesiva de crédito produce una equivalente pérdida de reservas y de que lo hará muy pronto, es más importante que saber que tan largo será el rezago.

2. Verificación de la versión johnsoniana

En contraste con las características temporales precisas –tal vez demasiado precisas– del modelo del Fondo, el enfoque johnsoniano conduce a proposiciones que se espera que se sostengan en una situación de equilibrio de largo plazo no especificados. Como Mussa (1976#, p. 193) advirtió, eso parece haber cuestionado su relevancia política: “porque el horizonte del formulador de política es típicamente mucho más corto que una década”,...la defensa de un enfoque monetario de la balanza de pagos necesariamente involucra la aseveración de que estas “consecuencias a largo plazo” se materializan dentro de un horizonte temporal de dos a tres años. Como destacó Hahn (1977, pp. 243, 246) una *aseveración* en este contexto, difícilmente puede sustituir la evidencia.

Las contribuciones empíricas de la obra de Chicago parecen proporcionar una respuesta más que satisfactoria a este acertijo. Las cuatro correlacionan datos trimestrales de las reservas (de Australia, Suecia, Japón y España, respectivamente) con datos trimestrales *simultáneos* del crédito del banco central y del multiplicador monetario, más los tres factores que entran en la función de la demanda de dinero (ingreso real, nivel de precios,

y tasa de interés), y todos encuentran coeficientes para el crédito del banco central razonablemente cercanos al esperado valor de *menos* 1. Todos interpretan esto como una confirmación de la validez del enfoque monetario.²¹ Como lo observó Magee (1975) primero, estos hallazgos son un resultado sorprendente de un ejercicio que somete a una teoría de largo plazo a verificaciones empíricas con datos no rezagados. También hay que verlos como demasiado buenos para ser verdad, tal como lo hace notar Magee y como lo demuestran Frenkel, Gylfason y Helliwell (1980, pp. 585-86). Dada la definición:

$$\Delta R = \Delta M - \Delta D \quad (8)$$

y una función de demanda de dinero que le ajusta bien:

$$\Delta M = f(x, y, z) \quad (9)$$

el hecho de que la correlación:

$$\Delta R = F(x, y, z; \Delta D) \quad (10)$$

arroje un coeficiente para ΔD cercado a *menos* 1 no dice nada sobre la validez, o lo contrario, del enfoque monetario.²²

Problemas similares complican algunos de los intentos de medir el ‘coeficiente compensador’ (*offset*), a saber: aquella fracción de todo cambio, inducido por política sobre las reservas bancarias, que es compensada por medio de la cuenta de capital (Herring y Marston 1977, p. 26). Para calcular este coeficiente en varios países (Alemania, Australia, Italia y los Países Bajos), Argy y Kouri (1974) y Kouri y Porter (1974) correlacionan ecuaciones de forma reducida derivadas de un modelo muy ambicioso (aunque notablemente incompleto, véase más adelante). Su modelo teórico incluye variables externas e internas de riqueza, ingresos, tasas de interés y demanda de bonos externos e internos. Sin embargo, algunas de estas variables se tienen que abandonar debido a la falta de datos, y la tasa

²¹ “Los flujos de las reservas internacionales australianas en las pasadas dos décadas son consistentes con el patrón que lleva implícito el enfoque monetario de la balanza de pagos”. (Zecher 1976*, p. 296); “El enfoque monetario ha pasado nuestras pruebas, tanto en lo que concierne a su punto de vista subyacente sobre el mundo, como en sus implicaciones con respecto a la balanza de pagos”. (Genberg 1976*, p. 323); “El análisis empírico de Japón que se presenta en este estudio apoya fuertemente las tesis del enfoque monetario...” (Bean 1976*, p. 334); y “Estos resultados iniciales apuntan fuertemente al carácter monetario de los desequilibrios de balanza de pagos” (Guitián 1976* p.347).

²² Aunque la explicación de la oferta monetaria sea pobre, como fue el caso del estudio sobre España, la identidad de la hoja de balance del banco central todavía puede generar un coeficiente para ΔD cercano a *menos* 1.

de interés externa (tomada de la tasa del eurodólar) se vuelve estadísticamente insignificante en todos los casos. Así, la ecuación operativa de forma reducida que probaron con datos trimestrales para los cuatro países se convierte en la siguiente:

$$K = \alpha\Delta Y - \beta\Delta D - \gamma CA \quad (11)$$

en la que CA expresa la cuenta corriente que, al igual que ΔY y ΔD , se considera una variable exógena. Sus correlaciones arrojan ajustes extremadamente buenos para varias definiciones de K para cada uno de los cuatro países. El hecho de que las cifras trimestrales de los movimientos de capital puedan explicarse muy bien mediante una simple fórmula puede parecer sorprendente, hasta que uno recuerda que, por definición:

$$\Delta MO = K + \Delta D + CA \quad (12)$$

de la que se deduce que la estimación de los coeficientes de la ecuación (11) por correlación, es sólo una ineficiente forma de estimar la relación entre dinero e ingreso, con los valores de β y γ cercanos a 1. Las γ que encuentran los autores resultan estar muy cerca de la unidad, pero las β (que conforme a su modelo deberían ser iguales a las γ) están cercanas a 0.5. Sin embargo cuando Newman (1978) rehizo estas correlaciones para Alemania con datos revisados, encontró valores para β que tampoco difirieron significativamente de la unidad.²³

Porter y Kouri infieren de sus correlaciones que: *i*) “cambios en el ingreso tienen alta significación en la explicación de los flujos de capital...”, *ii*) “los flujos de capital son en gran parte el resultado de cambios en la política monetaria”, y *iii*) “el saldo de la cuenta corriente tiende a indicar flujos de capital compensadores, estabilizando así la balanza de pagos” (p. 464). Estas conclusiones surgen, no de las correlaciones, sino de los supuestos de su modelo, principalmente de que tanto ΔY como CA son exógenas: de que las exportaciones y la creación de crédito no afectan el ingreso y de que el ingreso no afecta las importaciones. Así, por ejemplo, si las exportaciones no afectan el ingreso, no pueden afectar la demanda de dinero, y el dinero que introducen al país es excesivo. El exceso de dinero no puede utilizarse para repagar el crédito bancario, que también es exógeno, así que debe salir por la única vía que le queda libre, como una salida de capital.

No hubo necesidad lógica de que el enfoque monetario de

²³ Obstfeld (1982) planteó preguntas adicionales acerca del enfoque de forma reducida para la estimación del coeficiente de compensación.

Chicago se limitara a los efectos de medidas de expansión monetaria en el muy largo plazo. En lo que respecta al lado teórico, ya se habló de las inclusiones de Dornbusch y Rodríguez en desarrollos de menor plazo. Blejer y Fernández (1978) presentaron un explícito “enfoque monetario de corto plazo” y Blejer (1977) proporcionó una verificación estadística de dicho enfoque. Este último trabajo estudia la distribución del impacto de la excesiva expansión monetaria en México, de 1950 a 1973, entre inflación –reconociendo que el precio de los no comerciables puede alejarse del nivel de precios mundial aun en una economía abierta– y la balanza de pagos medida por el cambio en reservas. El modelo teórico se verifica mediante correlaciones que (a diferencia de las que se presentaron en los párrafos precedentes) permiten efectos rezagados y producen coeficientes de correlación respetables para los dos efectos a corto plazo. Los hallazgos son de nuevo algo sorprendidos, ya que se basan en un componente de creación monetaria bruta, creación crediticia, sin considerar exportaciones y flujos de capital.

V. CONCLUSIONES

Aunque los dos enfoques monetarios analizados en este estudio comparten una importante conclusión sobre política, principalmente la de que una creación de crédito excesiva sostenida llevará a una pérdida de reservas sostenida de tamaño equivalente, difiere en el razonamiento que apoya esta conclusión y en el marco temporal dentro del cual puede esperarse que la consecuencia se materialice.

- Bajo el enfoque johnsoniano la pérdida de reservas se da porque la creación crediticia produce “saldos de efectivo no deseados” que, se argumenta, sólo pueden salirse del sistema mediante un “saldo” negativo de pagos internacionales. Esta conclusión pasa por alto la posibilidad de que los tenedores de saldos monetarios no deseados tengan una segunda vía para reducirlos, sobre todo a base de repagar el crédito. En tanto que el enfoque johnsoniano se basa a sí mismo en el supuesto de que en el largo plazo, ni la producción ni los precios pueden ser afectados por la política monetaria, el enfoque keynesiano se centra en el impacto inmediato que sobre el ingreso, y tal vez también sobre los precios, tiene un choque expansionario, ya sea que dicho choque surja de creación crediticia, de un alza en

el ingreso de exportaciones, o de entradas de capital. El enfoque encuentra que la creación excesiva de crédito lleva a un déficit de balanza de pagos *aunque* de que la economía experimente una continua escasez de dinero, que se elimina gradualmente a medida que se da el proceso de ajuste hacia un nuevo equilibrio.

- Las conclusiones del enfoque johnsoniano se presentan igual de válidos “para el largo plazo”. Lo largo de este plazo depende de los procesos desencadenados por un estudio inicial, que posiblemente se reconoce que son algo lentos, como por ejemplo el retorno de la economía de pleno empleo, o el funcionamiento de “la ley de un precio”. Consecuentemente, la relevancia para la política de este enfoque y del enfoque monetario en general, ha sido ampliamente cuestionado. El enfoque monetario keynesiano no descansa en supuestos no especificados de equilibrio a largo plazo sino en ecuaciones de comportamiento a corto plazo; su modelo subyacente puede expresarse en términos de períodos cortos sucesivos y el modelo en sí indica que tan pronto pueden esperarse los resultados de balanza de pagos. Las mejoras hechas al modelo, así como las verificaciones estadísticas, sugieren que los efectos de balanza de pagos de los choques autónomos se materializan con menor demora que la prevista por la versión original del modelo del Fondo. El enfoque johnsoniano no considera en general que sean necesarias las ecuaciones de ajuste a corto plazo, pero tampoco las excluye. Hay motivos, por lo tanto, para aceptar los hallazgos empíricos del enfoque keynesiano que confirman la validez general de las implicaciones de política del enfoque monetario en cualesquiera de sus versiones, validez de la que estaban convencidos desde hacia mucho tiempo los participantes de la política monetaria en los bancos centrales, siendo el Banco de Inglaterra en las primeras décadas de la posguerra la más notable excepción.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS²⁴

Aghevli, B. B., y M. S. Khan, 1977#, “The Monetary Approach

²⁴ Los documentos marcados con * se publicaron o republicaron en Frenkel y Johnson (1976). Los documentos marcados con # se publicaron o republicaron en Rhomberg y Heller (1977). Los años indicados corresponden a los de la primera publicación, pero los números de las páginas se refieren a los libros indicados, no a las fuentes originales.

- to Balance of Payments Determination: An empirical Test”, pp. 275-90.
- Alexander, S. S., 1952, “Effects of a Devaluation on a Trade Balance”, *Staff Papers*, vol. 2, pp. 263-78.
- Angell, J. W., 1941, *Investment and Business Cycles*, Nueva York.
- Argy, V., y P. J. K. Kouri, 1974, “Sterilization Policies and the Volatility in International Reserves”, en R. Z. Aliber (ed.), *National Monetary Policies and the International Financial system*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 209-30.
- Bean, D. L., 1976*, “International Reserve Flows and Money Market Equilibrium: The Japanese Case”, pp. 326-37.
- Blejer, M. I., 1977, “The Short-Run Dynamics of Prices and the Balance of Payments”, *American Economic Review*, vol. 67, pp. 419-28.
- Blejer, M. I., M. S. Khan, y P. R. Massano, 1995, “Early Contributions of *Staff Papers* to International Economics”, *Staff Papers*, vol. 42, pp. 707-33.
- Blejer, M. I., y R. B. Fernández, 1978, “On the Output-Inflation Trade-off in an Open Economy: A Short-Run Monetary Approach”, The Manchester School, pp. 123-38.
- Clark, C., 1938, “Determination of the Multiplier from National Income Statistics”, *Economic Journal*, vol. 48, pp. 435-48.
- Clark, C., y J. G. Crawford, 1938, *The National Income of Australia*, Angus and Robertson, Ltd., Sydney y Londres.
- Clark, J. M., 1935, *Economics of Planning Public Works*, Gobierno de Estados Unidos, Oficina de Impresión, Washington, D. C.
- Dornbusch, R., 1973*, “Devaluation, Money, and Non-Traded Goods”, pp. 168-86.
- Fleming, J. M., y L. Boissonneault, 1961#, “Money Supply and Imports”, pp. 133-46.
- Frenkel, J. A., T. Gylvason, y J. F. Helliwell, 1980, “A Synthesis of Monetary and Keynesian Approaches to Short-Run Balance-of-Payments Theory”, *The Economic Journal*, vol. 90, septiembre, pp. 582-92.
- Frenkel, J. A., y H. G. Johnson (eds.), 1976*, “Introductory Essay”, pp. 21-45.
- Frenkel, J. A., y H. G. Johnson (eds.), 1976, *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, Allen and Unwin, Londres.
- Genberg, A. H., 1976*, “Aspects of the Monetary Approach to Balance-of-Payments Theory. An Empirical Study of Sweden”, pp. 298-325.
- Guitian, M., 1976*, “The Balance of Payments as a Monetary Phenomenon: Empirical Evidence, Spain 1955-71”, pp. 357-385.

- Hahn, F. A., 1977, "The Monetary Approach to the Balance of Payments", *Journal of International Economics*, vol. 7, pp. 231-49.
- Helliwell, J. F., 1978, "The Balance of Payments: a Survey of Harry Johnson's Contributions", *Canadian Journal of Economics*, vol. 11, suplemento, noviembre, pp. S55-S86.
- Holtrop, M. W., 1959 "The Relative Responsibilities of Governments and Central Banks in Controlling Inflation", International Economic Association, Round Table on Inflation, Elsinore 1959.
- Johnson, H. G., 1958*, "Towards a General Theory of the Balance of Payments", pp. 46-63.
- Johnson, H. G., 1971, "The Keynesian Revolution and the Monetarist Counter-Revolution", *American Economic Review*, vol. 61, pp. 1-14.
- Johnson, H. G., 1972a, *Inflation and the Monetarist Controversy*, North-Holland, Amsterdam.
- Johnson, H. G., 1972b, "The monetary theory of balance-of-payments adjustment", *International Encyclopedia of the Social Sciences*, vol. 8, pp. 91-96.
- Johnson, H. G., 1977, "The Monetary Approach to the Balance of Payments: A Nontechnical Guide", *Journal of International Economics*, vol. 7, pp. 251-68.
- Kahn, R. F., 1931, "The Relation of Home Investment to Unemployment", *The Economic Journal*, vol. 41, pp. 173-98.
- Kouri, P. J. K., y M. G. Porter, 1974, "International Capital Flows and Portfolio Equilibrium", *Journal of Political Economy*, mayo-junio, pp. 443-67.
- Laidler, D., 1984, "Harry Johnson as a Macroeconomist", *Journal of Political Economy*, vol. 92, pp. 592-615.
- Machlup, F., 1939, "Period Analysis and Multiplier Theory", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 54, pp. 1-27.
- Machlup, F., 1943, *International Trade and the National Income Multiplier*, The Blakiston Company, Philadelphia.
- Magee, S. P., 1976, "The Empirical Evidence on the Monetary Approach to the Balance of Payments and Exchange Rates", *American Economic Review*, vol. 65, mayo, pp. 163-70.
- Meade, J. E., 1951, *The Balance of Payments*, Oxford University Press, Londres.
- Metzler, L. A., 1942, "The Transfer Problem Reconsidered", *Journal of Political Economy*, vol. 50, pp. 397-414.
- Mundell, R. A., 1965*, "Barter Theory and the Monetary Mechanism of Adjustment", pp. 187-221.
- Mundell, R. A., 1991, "The Quantity Theory of Money in an

- Open Economy: Variations on the Hume-Polak Model”, en Frenkel, J. A., y M. Goldstein, *International Financial Policy, Essays in Honor of J. J. Polak*, FMI, Washington, pp. 479-508.
- Mussa, M., 1976*, “Tariffs and the Balance of Payments: A Monetary Approach”, pp. 187-221.
- Nurkse, R., 1944, *International Currency Experience*, Liga de las Naciones, Ginebra.
- Polak, J. J., 1947, “The Foreign Trade Multiplier”, *American Economic Review*, vol. 37, pp. 889-97, Haberler G., “Comment”, pp. 898-906; Polak y Haberler, “A Restatement”, pp. 906-7.
- Polak, J. J., 1948, “Depreciation Meet a Situation of Overinvestment”, impreso en Frenkel, J. A. y M. Goldstein (eds.) (1991), *International Financial Policy-Essays in Honor of Jacques J. Polak*, FMI, Washington, pp. 46-57.
- Polak, J. J., 1957#, “Monetary Analysis of Income Formation and Payments Problems”, pp. 1-64.
- Polak, J. J., 1998, “The IMF Monetary Model at 40”, *Economic Modelling*, pp. 395-410.
- Polak, J. J., y L. Boissonneault, 1960#, “Monetary Analysis of Income and Imports and its Statistical Application”, pp. 65-131.
- Prais, S. J., 1961#, “Some Mathematical Notes on the Quantity Theory of Money in an Open Economy”, pp. 147-62.
- Rabin, A. A., y L. B. Yeager, 1982, “Monetary Approaches to the Balance of the Balance of Payments and Exchange Rates”, *Essays in International Finance*, n° 148.
- Rhomberg, R. R., y R. H. Heller (eds.), 1977#, “Introductory Survey”, pp. 1-14.
- Rhomberg, R. R., y R. H. Heller (eds.), 1977, *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, FMI, Washington.
- Rodríguez, C. A., 1976*, “Money and Wealth in an Open Economy Income-Expenditure Model”, pp. 222-36.
- Zecher, J. R., 1976*, “Monetary Equilibrium and International Reserve Flows in Australia”, pp. 287-97.

Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo
Roberta Blass Staub

Evaluación y combinación de mediciones de inflación de base para Brasil

I. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este documento consiste en discutir y comparar algunos resultados de metodología alternativa para calcular los indicadores de inflación de base (*core inflation*) para el IPCA¹ de Brasil.

A fin de evaluar el componente tendencial de la inflación, los bancos centrales han desarrollado mediciones conocidas como indicadores de inflación de base. Estos instrumentos buscan eliminar o reducir las fluctuaciones temporales en los índices de precios, lo que permite a las autoridades monetarias identificar

¹ IPCA, calculado por *el Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística* (IBGE), es una estadística comprehensiva para medir los cambios de precios de las familias con ingreso monetario de cualquier origen que varía entre 1 y 40 salarios mínimos e incluye nueve áreas metropolitanas del país, además de la municipalidad de Goiânia y Brasilia.

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo elaborado por F. M. Rodrigues Figueiredo y R. Blass Staub, del Departamento de Investigación del Banco Central de Brasil, presentado en la VI Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en Montevideo, Uruguay, el 17 y 18 de octubre de 2001. Las opiniones expresadas en este artículo no necesariamente reflejan las del Banco Central de Brasil.

los choques que golpean la tasa de inflación, pero no afectan la inflación tendencial. Los choques temporales, si bien hacen impacto en el índice titular, son rápidamente revertidos sin afectar las expectativas y, en consecuencia, no demandan una respuesta política por parte de la autoridad monetaria.

Las primeras tentativas para desarrollar una medida que capture el componente permanente de la inflación se remontan a la década de los años 70 y consisten en expurgar el índice titular de sus componentes más volátiles. De ahí que esta metodología de inflación central excluya los elementos cuyo comportamiento a corto plazo difiere en mayor medida de las tendencias de precio subyacentes. En general, alimentos y energía están excluidos por estas razones de los índices de base.

Durante los años 90, la literatura presentó otros métodos para computar la inflación de base. El uso de estimadores de influencia limitada debido a Bryan y Pike (1991) y Bryan y Cecchetti (1994) es un ejemplo de métodos alternativos. Los documentos de Wynne (1999) y Roger (1998) constituyen excelentes ejemplos de investigaciones que describen varios métodos para el cálculo de la inflación de base, así como las ventajas e imperfecciones de cada uno de ellos.

La literatura ha prestado una creciente atención a la inflación de base en años recientes, a medida que más y más países adoptaban regímenes de metas de inflación o seleccionaban tasas de inflación bajas y estables como objetivo principal de su política monetaria. Ese creciente interés fue inequívocamente ilustrado en el seminario del BPI denominado *Measures of Underlying Inflation and Their Role in the Conduct of Monetary Policy* - Mediciones de inflación subyacente y su papel en la conducción de la política monetaria-(Banco de Pagos Internacionales, 1999), efectuado en febrero de 1999. Además, varios bancos centrales, como por ejemplo el Banco de Inglaterra, el Banco de la Reserva de Nueva Zelanda y el Banco Federal de la Reserva de Estados Unidos revelan regularmente las mediciones de la tendencia inflacionaria. El cuadro A.1, en el Apéndice, muestra las diferentes mediciones de inflación de base usadas por algunos bancos centrales.

Una información notable proveniente del cuadro mencionado anteriormente es que de una muestra de 22 bancos centrales que divulgan con regularidad las cifras relativas a la inflación de base, sólo dos de ellos no usan algún indicador basado en una especie de método de exclusión. Una posible explicación de este difundido uso es que el público puede entender fácilmente esta medición.

Por lo que se refiere a Brasil, la estimación de la inflación de base ha sido un tópico reciente y ha ganado en importancia después de la introducción del régimen de metas de inflación en julio de 1999. Las primeras mediciones de la inflación central fueron publicadas a principio de 2000. Desde marzo de ese año, la *Fundação Getúlio Vargas* (FGV) ha estado publicando una medición mensual de la inflación central para IPC-Br, con el uso de una técnica de media equilibrada, cuya metodología se describe brevemente en *Gonçalves et al.* (2000). El *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada* (IPEA), en su Boletín de enero de 2000, presentó varios resultados preliminares para la inflación de base IPCA, con el uso de una media equilibrada alisada. La descripción de las metodologías puede verse en Moreira y Carvalho (2000). A su vez, la Comisión de Política Monetaria (COPOM) ha venido divulgando una media equilibrada simétrica desde septiembre de 2000. Este último indicador se describe en la siguiente sección.

El contenido de este documento es como sigue: la siguiente sección describe una serie de indicadores alternativos de inflación central computados. En la sección III se analizan las pruebas de causalidad Granger y los impulsos respuestas de un VAR bivariable, a fin de analizar sus propiedades de atracción o captura. En la cuarta sección, se evalúa el resultado de una combinación de indicadores de inflación de base. A esto siguen las observaciones conclusivas y las cuestiones que deberían ser exploradas.

II. MEDICIONES DE INFLACIÓN DE BASE

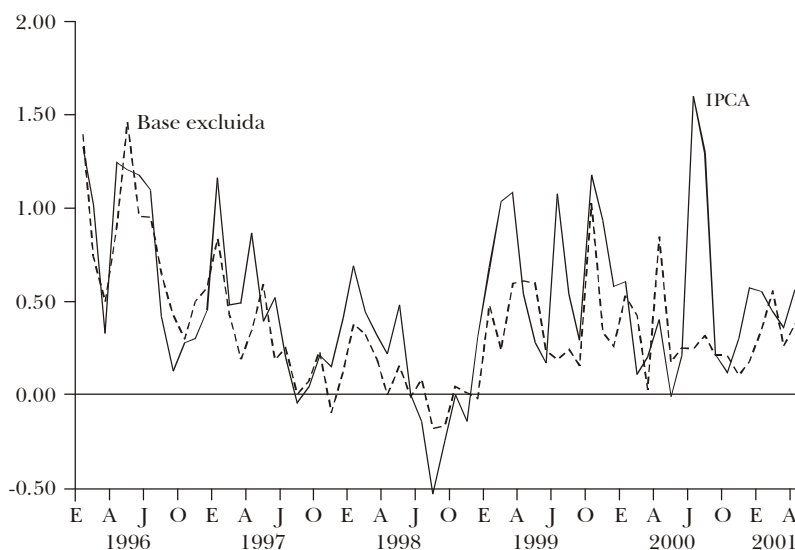
En esta sección, se describen las mediciones de inflación de base empleadas a lo largo del documento. Primera, una medición basada en la exclusión de partidas que corresponden a *alimentos y vivienda* y a *precios administrados*. Segunda, la media equilibrada simétrica de 20% por COPOM. Los dos últimos indicadores son medias equilibradas asimétricas propuestas por Bryan y Cecchetti (2001) y una medición de ponderación doble.

1. Exclusión de la medición de base

El primer indicador de inflación de base se funda en el enfoque tradicional de exclusión de las partidas que históricamente presentan las volatilidades más elevadas. Para computar este es-

timador, las partidas *alimentos* y *vivienda* y *precios administrados* se excluyen del titular IPCA. Las partidas cuyos precios se consideran total o parcialmente controlados por el gobierno son básicamente transporte público, combustible y lubricantes para motores y hogares, impuestos a la tierra, consumo de agua, alcantarillado, y servicios telefónicos. Las partidas excluidas ascendían aproximadamente al 43% de la canasta completa del IPCA en abril de 2001. La gráfica I muestra las series de base desde enero de 1996 hasta fines de abril de 2001.

GRÁFICA I. IPCA Y BASE EXCLUIDOS, ENERO DE 1996-ABRIL DE 2001 (cambios porcentuales mensuales)



2. Una media simétrica equilibrada con partidas alisadoras

Un método alternativo para estimar la base es el uso de estimadores de influencia limitada (LIE). Estas son estadísticas de orden en las que la influencia de los valores, localizados en las “colas” de la distribución, es reducida. La ponderación mediana y la media equilibrada son ejemplos de LIE.

La media equilibrada consiste en la computación de la media de una distribución, en la que se ha efectuado la remoción de porciones de la “cola”. La ponderación mediana es un caso particular de media equilibrada, en la que casi el 50% de las dos “colas” se quita.

A fin de calcular la media equilibrada $\alpha\%$, la muestra de la variación de los componentes de IPCA se ordena (x_1, \dots, x_n) con

sus respectivas ponderaciones (w_1, \dots, w_n) . La media equilibrada simétrica se obtiene de:

$$\bar{x}_\alpha = \frac{1}{1 - 2\frac{\alpha}{100}} \sum_{i \in I_\alpha} w_i x_i$$

donde:

$$I_\alpha = \left\{ i \mid \frac{\alpha}{100} < W_i < \left(1 - \frac{\alpha}{100}\right) \right\}$$

I_α es la serie de componentes a considerar en la computación de la media equilibrada con $\alpha\%$, y W_i es la ponderación acumulada hasta el componente i -th.

Al estimar una media equilibrada, la elección de la sección a equilibrar o recortar no es una cuestión trivial. En este documento α fue escogida con objeto de minimizar el error medio de raíz cuadrada (RMSE) con relación a una medición de nivel de referencia de la inflación de base, con promedio de movimiento centrado a 13 meses de la tasa de inflación titular. Ese método es muy frecuente en la literatura sobre inflación de base. Bryan y Cecchetti (2001), por ejemplo, usan un promedio de movimiento centrado a 24 meses para computar un recorte óptimo para IPCA.

El punto de recorte escogido fue 30%, es decir, la nueva cifra de inflación se computa con 40% de la sección central de la distribución de los cambios de precio.

La media equilibrada o recortada de 30% para IPCA desde enero de 1996 hasta mayo de 2000 quedaba en su mayor parte por debajo de la inflación global, como se muestra en Figueiredo (2001). La subestimación del curso de la inflación cuando los cortes de "cola" son simétricos fue advertida también por Laflèche (1997), Roger (1998) y Marques *et al.* (2000). Estadísticamente, este comportamiento es el resultado de la asimetría positiva en la distribución de los cambios de los componentes de precios.

La asimetría de la distribución de precios podría explicarse por la existencia de ciertos precios que sufren cambios de tiempo en tiempo. Los cambios de precio discontinuos son mayores que las variaciones de otros precios que presentan un comportamiento más regular, lo que conduce a una exclusión sistemática de los primeros de la computación de la media equilibrada o recortada, lo que es causa de un sesgo descendente en la medición de la base.

En la literatura sobre la inflación de base existen dos posibles soluciones para esta deficiencia. En primer lugar, sería posible

computar una inflación de base asimétrica de la manera en que lo hicieron Bryan y Cecchetti (2001) y Picchetti y Toledo (2001).

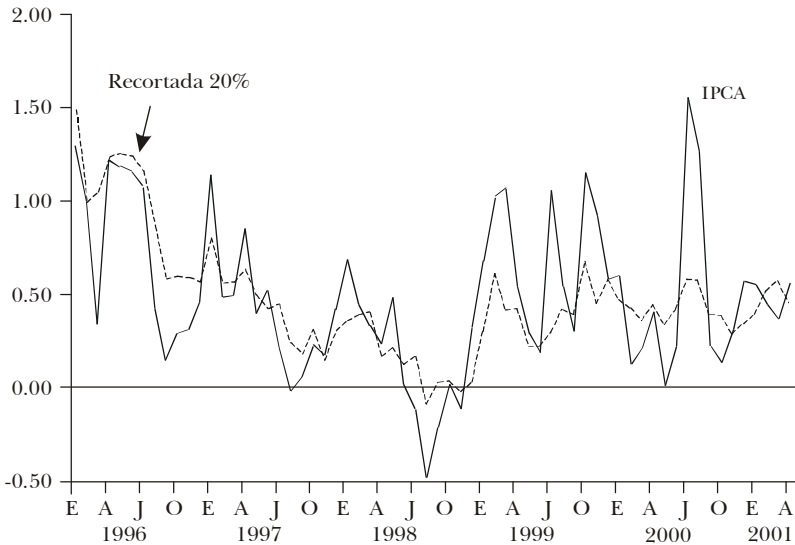
La metodología usada por Bryan y Cecchetti se resume en la siguiente subsección. Picchetti y Toledo (2001), mediante el empleo de un factor dinámico de indicador de índice como nivel de referencia para minimizar la función RMSE, encontraron un 30% para el recorte inferior, y 40% para el recorte superior. Ambos autores realizaron esta computación para IPCA,

Otra solución sugerida por Laflèche (1997) e instrumentada por Gonçalves *et al.* (2000) para el IPC-Br es alisar las series que presentan cambios menos frecuentes.

En este documento se escogió la segunda opción. El método empleado consiste en distribuir la variación de precio de ciertas partidas para el período y los doce meses siguientes. Los ítemes alisados fueron los siguientes: comunicaciones, electricidad, combustibles para hogares y motores, servicios a los hogares, transporte público, productos de tabaco y cuotas de enseñanza y otras comisiones escolares. Las series alisadas observadas se muestran en Figueiredo (2001). Una vez incluidas las series alisadas en los componentes de precio, la nueva medida de base fue computada y el recorte óptimo escogido fue de 20 por ciento.

La gráfica II exhibe los cambios de porcentaje mensuales pa-

GRÁFICA II. IPCA Y BASE MEDIA RECORTADA DE 20%, ENERO DE 1996-ABRIL DE 2001 (cambios porcentuales mensuales)



ra IPCA y la media equilibrada o recortada. Esta nueva estadística no presenta un sesgo descendente.

El cuadro A.2, en el Apéndice, muestra la frecuencia con que el componente es recortado tanto en la “cola” inferior, así como en la superior. De 12 a 16 partidas que con frecuencia son recortadas más del 60% son alimentos. A pesar de ser partidas aliadas, los combustibles para motores y hogares fueron excluidos en un 74% y 61%, respectivamente, de todo el período de la muestra.

a) Autoelaboración

Otro enfoque para determinar el punto de recorte consiste en usar la metodología de autoelaboración desarrollada por Efron (1982). El procedimiento utilizado aquí es similar al que se aplicó en Cechetti (1998) y Andrade y O’Brien (2000). En primer lugar, el promedio de movimiento centrado a 13 meses se sustrae de la variación mensual de precio de cada partida (que hacen en total 52 partidas). El período de muestra se extiende de enero de 1996 a octubre de 2000. En consecuencia, se tiene una matriz de 52 x 58, de la cual se extraen muestras aleatorias. Cada muestra consiste de 52 partidas como resultado de una extracción de cada línea de la matriz.

El objetivo de este ejercicio consiste en encontrar una α (qué cuantía de la distribución se excluye de cada lado) que minimiza el error medio de raíz cuadrada (RMSE) de las variaciones de precio con relación al promedio de movimiento centrado a 13 meses. El RMSE se calculó para cada muestra con $\alpha = 0$ a 47.5 (paso = 2.5). Usamos las ponderaciones recalculadas de forma tal de sumar 100. Finalmente, se alcanzó la estimación autoelaborada.

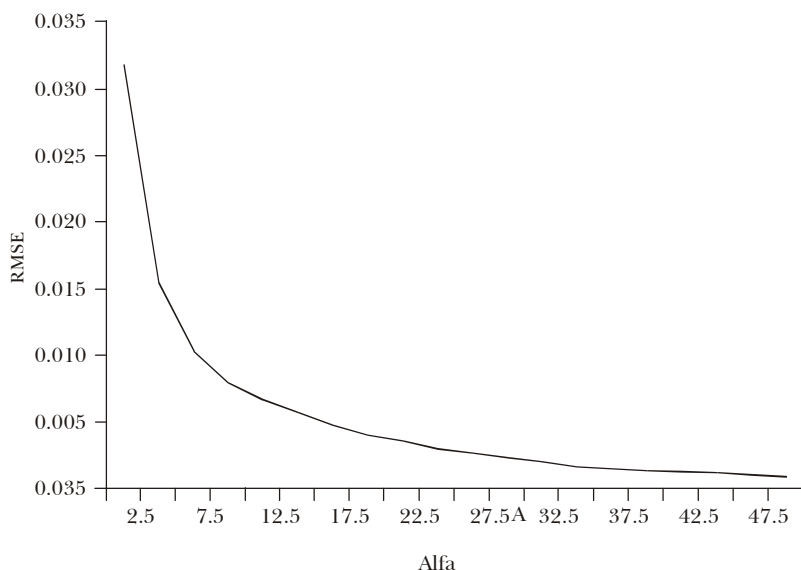
Según Neter *et al.* (1996), el número de muestras autoelaboradas que se necesitan para evaluar la precisión de una estimación depende de cada particular aplicación. Por ello sugieren observar la variabilidad de la estimación autoelaborada que se calculó, en este caso el RMSE. Si la variabilidad se estabiliza razonablemente, el proceso debe ser interrumpido. Con base en este criterio se trazaron 400 muestras de cada alfa. Los valores de RMSE obtenidos para paso $\alpha = 0$ a 47.5 (paso = 2.5) se muestran a continuación.

Como podemos verificar, el RMSE decrece a medida que α se incrementa, pero debe tomarse en consideración que lo que se gana en el recorte puede ser muy pequeño, lo cual sugiere que recortar más o no hacerlo apenas ofrece ganancia de eficiencia

adicional para seguir la trayectoria de la tendencia inflacionaria. Por ejemplo, un recorte de 20% de cada lado reduce el RMSE en casi 93 por ciento.

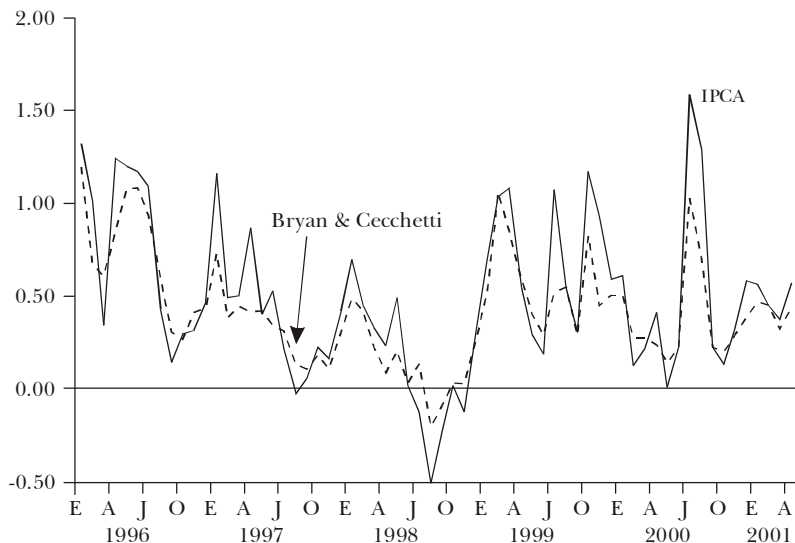
En esta forma, el indicador escogido fue la media de recorte de 20 por ciento, que se obtuvo usando datos históricos.

GRÁFICA III. RMSE PARA EL PROCEDIMIENTO DE AUTOELABORACIÓN



3. El indicador Bryan & Cecchetti

Bryan y Cecchetti (2001) propusieron una medida no sesgada de la inflación de base para IPCA, fundada en una media de recorte asimétrico. Para hacer esto, escogieron un percentil de la distribución de los cambios de precio que en promedio representan la inflación titular, medida por IPCA para una muestra con recorrido de agosto de 1994 a mayo de 2000. El valor estaba ligeramente por arriba del sexagésimo percentil. A continuación los autores elaboraron medias recortadas centradas en el sexagésimo percentil y encontraron el indicador más eficiente en términos de RMSE, al compararlo con el promedio en movimiento centrado a 24 meses. El estimador más eficiente fue un indicador recortado a 24%, con 14.4% en la “cola” inferior y 9.6% en la “cola” superior. La gráfica IV muestra la medida de base desde enero de 1996 hasta abril de 2001.

GRÁFICA IV. BASE DE IPCA Y, BRYAN Y CECCHETTI, ENERO DE 1996-ABRIL DE 2001 (cambio de porcentaje mensual)

4. Base de doble ponderación

Se calculó también una medida de base que usaba el método de doble ponderación (π^{dw}). La metodología usada es una combinación de métodos revelados por Laffèche (1997) y Marques *et al.* (2000). Con componentes precio N , la fórmula es la siguiente:

$$\pi_t^{dw} = \frac{\sum_i^N c_i w_i \pi_{it}}{\sum_i^N c_i w_i} \quad \text{con} \quad w_i = \frac{1}{\sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_{it}}}$$

donde c_i es el gasto ponderado por el componente i -th, y w_i es la ponderación de la volatilidad para el componente i basado en la desviación estándar de este componente en el período t (σ_{it}). Esta desviación estándar se calcula usando la volatilidad de cada componente en relación con la variabilidad promedio del IPCA global. Con objeto de realizar esta computación se requiere escoger cierta ventana temporal (m) como aparece en la fórmula que sigue. En este documento, se utilizó una ventana de cinco meses.

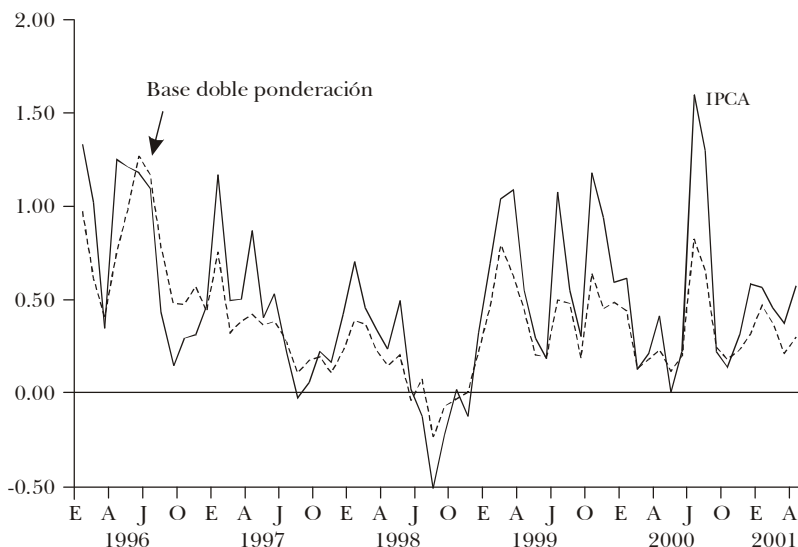
La gráfica V exhibe las series obtenidas mediante esta metodología.

Donde $\sigma_{it} = \sqrt{\frac{\sum_{j=t-m+1}^t [(\pi_{ij} - \pi_j) - (\overline{\pi_{it} - \pi_j})]^2}{m}}$ para $i = 1, 2, \dots, N$ y

$$\overline{(\pi_{it} - \pi_j)} = \sum_{j=t-m+1}^t \frac{(\pi_{ij} - \pi_j)}{m}$$

En la siguiente sección, todas las medidas para la inflación de base se evalúan de acuerdo con su capacidad para satisfacer algunas propiedades deseadas.

GRÁFICA V. IPCA Y BASE DOBLE PONDERACIÓN, ENERO DE 1996-ABRIL DE /2001 (cambios porcentuales mensuales)



III. EVALUACIÓN DE ESTIMADORES DE BASE

Según la literatura sobre inflación de base, el procedimiento para seleccionar el indicador apropiado de la inflación de base sigue siendo una cuestión que nos desafía. Roger (1998) sugirió que una buena medida de inflación de base debería satisfacer cuatro propiedades: oportunidad, robustez, imparcialidad (*unbiasedness*) y verificabilidad. Además, Wynne (1999) agregaba a esta lista las siguientes condiciones: naturaleza previsor, base teórica y fácil comprensión por parte del público.

Marques *et al.* (2000) afirman que las condiciones específica-

das anteriormente son vagas y poco selectivas, así como poco importantes. Por otra parte, algunas condiciones parecen ser simples prerequisites. A fin de eludir estos problemas, ciertos autores evalúan los indicadores de la inflación de base por medio de algunas propiedades estadísticas.

Una prueba básica consiste en verificar si el indicador de la inflación de base muestra menos variabilidad que el índice titular. Intuitivamente, una medida de inflación de base debería ser menos volátil que la inflación titular, puesto que esta estadística no busca retener más que los movimientos duraderos de precios, excluyendo el ruido pasajero. Conforme a las cifras de desviaciones estándar en el cuadro 1, los cuatro indicadores presentan más bajas volatilidades que el índice titular.

Otro método de comparación consiste en computar un RMSE de cada medición y una referencia de inflación de base (un promedio de movimiento centrado). Según Wynne (2001), este procedimiento comprueba la capacidad de un estimador de base potencial para seguir la trayectoria de la tendencia de la inflación.

CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DE INDICADORES DE INFLACIÓN DE BASE, ENERO DE 1996-ABRIL DE 2001

<i>Estadísticas</i>	<i>IPCA</i>	<i>Exclusión</i>	<i>Recortado 20</i>	<i>B & C</i>	<i>Doble ponderación</i>
Cambio acumulado	37.22	27.19	35.43	30.94	27.19
Desviación estándar	0.44	0.34	0.31	0.30	0.27
RMSE ^a	0.40	0.27	0.19	0.26	0.27
RMSE ^b	0.36	0.29	0.17	0.26	0.27

^a El nivel de referencia es un promedio centrado a 13 meses de IPCA. ^b El nivel de referencia es un promedio de movimiento centrado a 24 meses de IPCA.

En este documento, usando un promedio en movimiento centrado de 13 y 24 meses del IPCA, todos los indicadores presentaron un RMSE más bajo que el índice titular. Este resultado significa que sea cual fuere la medición que se use en la medición de base evaluada, el banco central puede mejorar la señal de alta frecuencia para evaluar la tendencia IPCA. Además, el indicador medio de recorte de 20% dio un mejor resultado que el otro, con lo cual se produjo una ganancia de eficiencia de 52% (13 meses) y 54% (24 meses) en el cambio mensual de IPCA. Las ganancias de eficiencia con los otros métodos son similares (fluctúan de 32% a 34% para un promedio en movimiento de 13 meses).

A fin de sistematizar una serie de propiedades requeridas, Marques *et al.* (2000) introdujeron condiciones estadísticas que deben ser satisfechas por cualquier indicador de inflación de base. La primera condición es que exista una relación estable a largo plazo entre la medición de la inflación de base y la inflación. Asimismo, la medición de la tendencia debería comportarse como una *atractor* o captor de la inflación, en el sentido de que, a largo plazo, la inflación tiende a convergir hacia la medición. Empero, esta condición no debería aplicarse en la dirección opuesta, es decir, la medición de base no debería ser *atraída* o capturada por la inflación. De ahí que, en condiciones normales, se espere que cuando la inflación es superior a la base, tienda a bajar en el futuro.

Si la condición de atracción se aplica, los cambios en la base preceden temporalmente a los cambios en la inflación titular, si bien lo inverso no ocurre. En consecuencia, es posible realizar una prueba de causalidad Granger entre la inflación de base y el índice titular en ambas direcciones, a fin de evaluar estas características.

CUADRO 2. PRUEBAS DICKEY-FULLER AUMENTADAS

<i>Índice</i>	<i>Rezagos</i>	<i>Intercepción</i>	<i>Tendencia</i>	<i>Estadístico ADF</i>
IPCA	0	sí	no	-4.64 ^a
Exclusión	0	sí	no	-4.06 ^a
Recortado 20	5	sí	no	-3.88 ^a
B & C	0	sí	no	-4.06 ^a
Doble	0	sí	no	-3.53 ^b

^a Hipótesis de raíz unitaria rechazada por nivel de significancia de 1%. ^b Hipótesis de raíz unitaria rechazada por nivel de significancia de 5 por ciento.

Los resultados de las pruebas de causalidad Granger tradicionales sólo resultan válidas si las series son estacionarias. Con objeto de verificar si las series de inflación de base son estacionarias, se utilizaron pruebas Dickey-Fuller aumentadas. Las pruebas estadísticas aparecen en el cuadro 2, las hipótesis de raíz unitaria son rechazadas en un nivel de significación de 1% para cada indicador, salvo para la base de doble ponderación en la que la hipótesis nula se rechaza a un nivel de 5 por ciento.

Las pruebas de causalidad de Granger fueron aplicadas para evaluar las condiciones de atracción descritas en párrafos anteriormente señalados. Los resultados obtenidos se muestran en el cuadro 3.

CUADRO 3. PRUEBAS DE CAUSALIDAD GRANGER

<i>Índice</i>	<i>Hipótesis nula</i>	<i>Rezago</i>	<i>Estadístico F</i>
Exclusión	Exclusión IPCA no causa exclusión	1	4.95 ^b
		2	2.94 ^c
Recortado 20	Exclusión no causa IPCA	1	0.13
		2	1.65
	IPCAs no causa recorte de 20	1	0.00
		2	0.95
B & C	Recorte 20 no causa IPCA	1	2.45
		2	3.88 ^b
	IPCAs no causa recorte de 20	1	0.02
		2	1.15
Doble	Recorte 20 no causa IPCA	1	5.01 ^a
		2	4.72 ^a
	IPCAs no causa doble	1	0.22
		2	0.57
Doble no causa IPCA	1	0.54	

^a Hipótesis nula rechazada por un nivel de significancia de 1%. ^b Hipótesis nula rechazada por un nivel de significancia de 5%. ^c Hipótesis nula rechazada por un nivel de significancia de 10 por ciento.

Con base en los niveles de significancia de una prueba F , el indicador sugerido por Bryan y Cecchetti superó a las otras dos hipótesis previstas con uno y dos rezagos: la estadística de base no es de Granger causada por IPCA, sino que Granger es causa de IPCA.

Para la base media recortada 20%, si consideramos un rezago en el modelo, la hipótesis nula de que el indicador no causa inflación no es rechazada, pero con dos rezagos, la hipótesis nula se rechaza. Cambiando la especificación del modelo tenemos las propiedades deseadas. La otra condición se satisface para los dos rezagos.

Para el indicador de doble ponderación, las pruebas revelan que las hipótesis de causalidad no Granger no son rechazadas en ambas direcciones.

Por último, la exclusión del indicador de base tuvo un pobre desempeño. Este indicador no causa el IPCA y es causado por el IPCA en ambos rezagos. A fin de verificar el impacto de los cambios en la medición de base para la inflación titular, se estimaron los impulso respuestas de una autorregresión de vector bivariable, con los cambios mensuales de IPCA y en cada indicador de base. La duración de rezago del VAR se selecciona con el uso del criterio de información Akaike.

Las gráficas diagonales de impulso respuestas proporcionan la cantidad de persistencia contenida en la medición de base y en la inflación titular. La parte más importante para los gráficos

de impulso respuesta son las que se exhiben descentradas con respecto a la diagonal. La gráfica de la esquina derecha da cuenta del impacto en la medición de la inflación de base por parte de un choque de desviación estándar en la inflación titular. Como se comentó antes, se espera que la inflación de base no reaccione sistemáticamente a los cambios en la inflación. Mientras tanto, la gráfica de la esquina izquierda muestra la respuesta de la inflación titular a un choque de desviación estándar en la medición de base. Las propiedades atractivas de la medición de base desembocarán en un impacto positivo significativo en los primeros meses, pero que se desvanece al cabo de varios períodos.

Las cuatro series de gráficas dan resultados similares, aunque hay un par de puntos que vale la pena destacar. El impulso respuesta de la base de exclusión para un choque en IPCA es significativamente positiva en los primeros dos períodos. Este patrón sugiere precedencia temporal para IPCA con relación a las estadísticas de base.

Cuando se establece la comparación de la gráfica de la esquina izquierda con las tres series de impulso, la persistencia de la base de recorte 20 parece ser mayor que las otras. Este comportamiento es consecuencia del procedimiento de alisamiento que se utiliza en este enfoque.

IV. COMBINACIÓN DE INDICADOR DE BASE

La necesidad de una medición de inflación de base que sea exacta y digna de confianza recibe prácticamente el consenso de las autoridades de los bancos centrales, principalmente en los países que cuentan con un régimen de metas de inflación en su política monetaria. No sólo la base permite detectar determinados movimientos en los precios, sino que también ayuda al banco central a comunicarse con el público de manera transparente. No obstante, existe cierta vaguedad con respecto al mejor método para calcular dicho indicador.

La mejor elección para la medición de base depende de su objetivo. Si el objetivo del banco central consiste en anclar las expectativas, la estimación de la inflación de base deberá ser revelada al público. En este contexto, la alternativa para mejorar la credibilidad debería ser una medición verificable y oportunamente computada, fácilmente comprensible para el público en general. Por otra parte, si la base se utiliza como una meta intermedia, por ejemplo, el banco central puede es-

coger un indicador calculado con el empleo de métodos más sofisticados.

Según Laflèche (1997), como una medición exacta de la tendencia inflacionaria es un tema controvertido, un procedimiento preferido sería usar una serie de indicadores de base disponibles proporcionados por distintos métodos. Cuando este grupo apunta en la misma dirección, habrá que considerarlo como un instrumento confiable para tomar las decisiones de política monetaria. No obstante, si las estimaciones resultan conflictivas, se deberá prestar una mayor atención al examen de las razones de la divergencia y para asegurar cuál es el camino que la política monetaria debe seguir.

Cogley (1998) va más lejos todavía y sugiere que las medidas alternativas de inflación de base podrían combinarse en un promedio ponderado, con el propósito de evaluar la distinta información sobre la tendencia inflacionaria contenida en diferentes métodos. El Banco de la República, de Colombia, por ejemplo, hace públicos los promedios de cuatro mediciones de inflación de base.

Con objeto de verificar si una combinación de mediciones de base produce un mejor indicador para proyectar la tendencia inflacionaria, se procedió a computar y evaluar un simple promedio aritmético y un promedio ponderado cuyas frecuencias fueron definidas a la inversa de la variabilidad de cada medición. Los dos RMSE de promedios en movimiento a 13 y 24 meses para las dos formas de exhibición de combinaciones resultan peor que la media recortada de 20%. Este resultado es posible debido al empleo de indicadores sesgados de la inflación de base en la serie de mediciones de inflación de base.

V. CONCLUSIÓN

En ese documento se estimaron y evaluaron una serie de indicadores de inflación de base. Todas los estimadores parecen revelar la tendencia de la inflación mejor de lo que lo hace la inflación titular. Sin embargo, el desempeño de la media recortada simétrica en 20% con partidas alisadas y el indicador asimétrico propuesto por Bryan y Cecchetti (2001) fue mejor. Con base en las pruebas de causalidad, estos dos indicadores ayudan a anticipar los cambios de la inflación titular.

Utilizando un enfoque sugerido por Cogley (1998), se computó una combinación de los indicadores, pero este nuevo indi-

cador no mejora la capacidad para revelar el persistente movimiento de la inflación dado por los promedios en movimiento centrados.

Una investigación más avanzada de la inflación de base incluye la computación de la media recortada con subpartidas (alisadas) más bien que partidas, y la evaluación de la capacidad predictiva de las estadísticas de la inflación de base para diferentes horizontes de predicción.

Apéndice

CUADRO A. 1. MEDICIONES DE INFLACIÓN DE BASE USADAS POR LOS BANCOS CENTRALES

<i>País</i>	<i>Medición de núcleo</i>
Australia	CPI menos pagos de interés hipotecario, precios controlados por el gobierno y precio de la energía
Bélgica	CPI menos papas, frutas y hortalizas
Canadá	CPI menos impuestos indirectos y partidas de alimentos y energía
Chile	CPI excluidos bienes perecederos y energía
Colombia	Un promedio de cuatro mediciones (CPI con exclusión de Alimentos y tres estimadores de influencia limitada)
España	CPI menos pagos de interés por hipotecas
Estados Unidos	CPI menos partidas de alimentos y energía de ponderación media (Banco Federal de Reserva de Cleveland)
Filipinas	Una línea de tendencia estadística
Finlandia	CPI menos costos de capital e vivienda, impuestos indirectos y subsidios gubernamentales
Francia	CPI menos cambio en impuestos, precios de la energía, precios de los alimentos y precios de regulación
Grecia	CPI menos alimentos y combustible
Holanda	CPI menos hortalizas, frutas y energía
Israel	CPI menos bienes gubernamentales, vivienda, frutas y hortalizas
Japón	CPI menos alimentos frescos
Noruega	CPI menos precios de la electricidad e impuestos indirectos
Nueva Zelanda	CPI menos precios de productos primarios, precios controlados por el gobierno, intereses y cargos por créditos
Polonia	Una serie de tres mediciones (CPI menos precios oficialmente controlados, CPI menos precios con las más altas volatilidades y una medida recortada de 15 por ciento)
Portugal	Media recortada de 10% del CPI
Reino Unido	Índice de precios al menudeo menos pagos de interés por hipoteca
República Checa	CPI menos honorarios y precios controlados y regulados
Singapur	CPI menos costo del transporte privado por carretera y alojamiento
Suecia	CPI menos intereses por vivienda hipotecada y efectos de impuestos y subsidios

FUENTES: Bryan & Cecchetti (1999), así como varias publicaciones de bancos centrales.

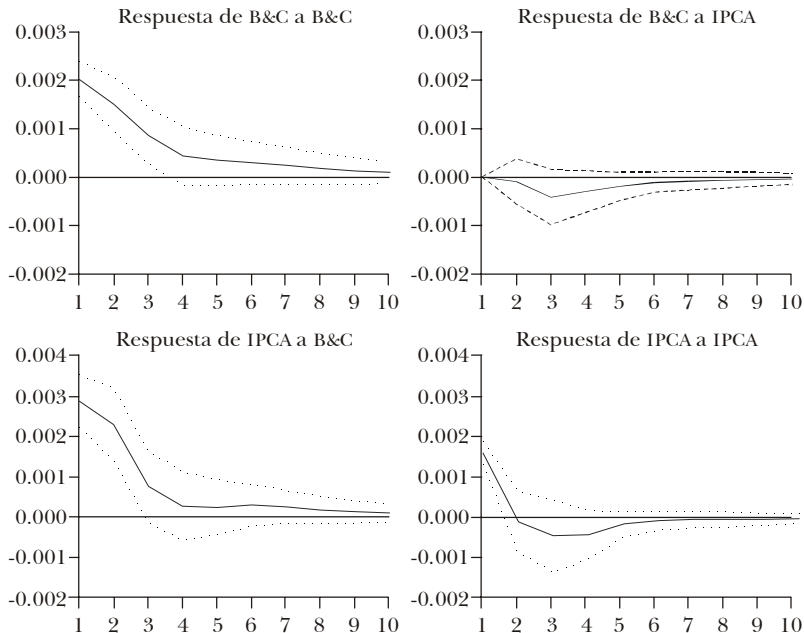
CUADRO A. 2. LA FRECUENCIA DEL RECORTE, DE ENERO DE 1996 HASTA FINES DE ENERO DE 2001

<i>Partidas</i>	<i>Inferior</i>	<i>Superior</i>	<i>Total</i>
Recortadas con más frecuencia			
Papas	52.46	39.34	91.80
Hortalizas	52.46	37.70	90.16
Pescado	45.90	40.98	86.89
Cereales	45.90	36.07	81.97
Frutas	62.30	18.03	80.33
Azúcar y endulcorantes	42.62	32.79	75.41
Grasas y aceites	54.10	21.31	75.41
<i>Combustible para hogar</i>	<i>1.64</i>	<i>72.13</i>	<i>73.77</i>
Aves de corral y huevos	40.98	31.15	72.13
Carne	36.07	34.43	70.49
Productos lácteos	39.34	29.51	68.85
Harina y preparaciones mixtas con harina	42.62	21.31	63.93
Televisión, equipo de sonido	45.90	16.39	62.30
<i>Combustible para motor</i>	<i>4.92</i>	<i>55.74</i>	<i>60.66</i>
Ropa de cama y de baño	36.07	24.59	60.66
Bebidas	44.26	16.39	60.66
Recortadas con menos frecuencia			
Productos de mantenimiento y reparación	14.75	14.75	29.51
Artículos de decoración	16.39	13.11	29.51
<i>Cuotas de enseñanza, otros pagos a colegios, cuidado de infantes</i>	<i>0.00</i>	<i>27.87</i>	<i>27.87</i>
Materiales de lectura	16.39	9.84	26.23
Vehículos	14.75	8.20	22.95
Servicios de cuidado personal	16.39	6.56	22.95
Servicios hospitalarios y otros de cuidado médico	14.75	6.56	21.31
Alimentos preparados	9.84	9.84	19.67
Servicios profesionales	13.11	3.28	16.39
<i>Servicio doméstico</i>	<i>3.28</i>	<i>4.92</i>	<i>8.20</i>

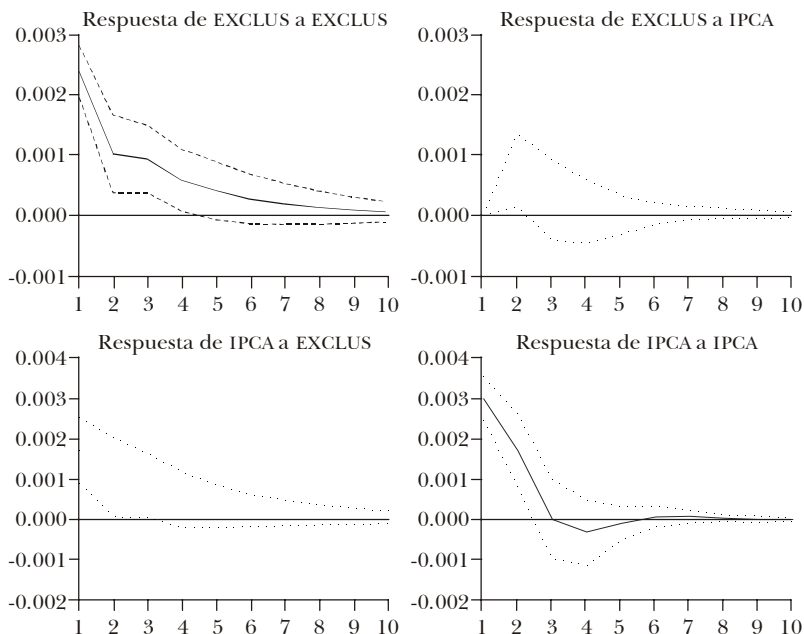
NOTA: Las partidas alisadas están en cursiva.

GRÁFICA A.I. IMPULSO RESPUESTAS DE UN VAR BIVARIABLE

Base IPCA y B&C - Respuesta a un S.D. innovaciones ± 2 S.E.

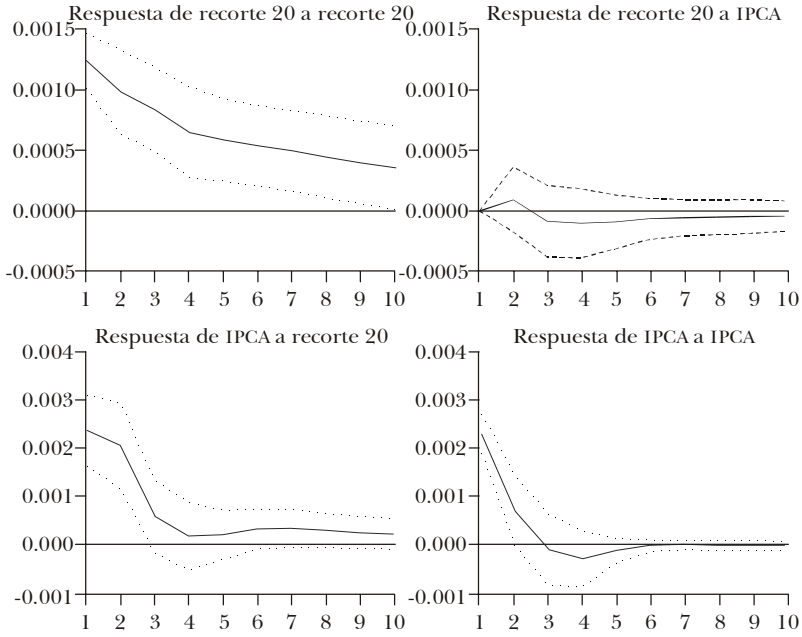


IPCA y base de exclusión - Respuesta a un S.D. innovaciones ± 2 S.E.

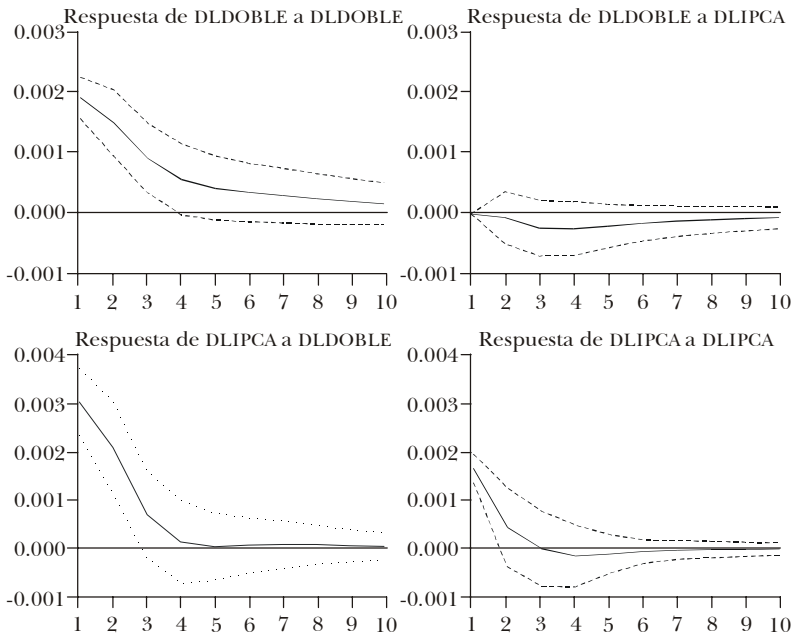


GRÁFICA A.I (concluye)

IPCA y recorte de 20 - Respuesta a un S.D. innovaciones ± 2 S.E.



IPCA y doble ponderación - Respuesta a un S.D. innovaciones ± 2 S.E.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrade, Isabel C., y Raymond J. O'Brien (2000), *A Measure of Core Inflation in the UK*, texto mimeografiado.
- Bryan, Michael, y Stephen G. Cecchetti (1994), "Measuring core inflation", capítulo 6, en N. G. Mankiw (ed.), *Monetary Policy*, Universidad de Chicago.
- Bryan, Michael, y Stephen G. Cecchetti (1999), *The monthly measurement of core inflation in Japan*, Instituto para Estudios Monetarios y Económicos, Banco de Japón (Documento para debate, nº 99-E-4).
- Bryan, Michael, y Stephen G. Cecchetti (2001), *A Note on Efficient Estimation of Inflation in Brazil*, Banco Central de Brasil, marzo (Serie Documento de trabajo, nº 11).
- Bryan, Michael, y Christopher Pyke (1991), "Median price changes: an alternative approach to measuring current monetary inflation", *Economic Comentary* (Banco Federal de la Reserva de Cleveland), diciembre.
- Cecchetti, Stephen G. (1997), "Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers", *Economic Review* (Banco Federal de la Reserva de San Louis).
- Cogley, T. (1998), *A simple adaptive measure of core inflation*, Banco Federal de la Reserva de San Francisco, noviembre (Documento de trabajo).
- Efron, B. (1982), *The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans*, Sociedad para Matemáticas Industriales y Aplicadas, Filadelfia, Penn.
- Figueiredo, Francisco (2001), *Evaluating Core Inflation Measures for Brazil*, Banco Central de Brasil, marzo (Serie Documento de trabajo, nº 14).
- Gonçalves, Antônio C. P., Jack Schechtman y Rebecca Barros (2000), "Núcleo de inflação", *Conjuntura Econômica*, marzo.
- Lafèche, Thérèse (1997), "Statistical measures of trend rate of inflation", *Bank of Canada Review*, otoño.
- Marques, Carlos R., Pedro D. Neves y Luis M. Sarmiento (2000), *Evaluating core inflation indicators*, Departamento de Investigación Económica, Banco de Portugal, abril (Documento de trabajo 3-00).
- Moreira, Ajax R. B., y L. Carvalho (2000), "Indicadores IPEA de tendencia da inflação no Brasil", *Boletim Conjuntural do IPEA*, enero.
- Neter, J., M. H. Kutner, C. J. Nachtsheim y W. Wasserman (1986), *Applied Linear Statistical Models*, 4a. ed., Irwin,

- Pichetti, Paulo y Celso Toledo (2001), "How much to trim? A methodology for calculating core inflation, with an application for Brazil", *Revista de Economía Aplicada*.
- Roger, Scott (1998), *Core inflation: concepts, uses and measurement*, Banco Central de Nueva Zelanda (Documento de trabajo, nº 98.9).
- Wynne, Mark A. (1999), *Core inflation: a review of some conceptual issues*, Banco Central Europeo, mayo (Documento de trabajo, nº 5).

Alexander W. Hoffmaister
Gabriela Saborío Muñoz
Ivannia Solano Chacón
Álvaro Solera Ramírez

Combinación de las proyecciones de inflación

I. INTRODUCCIÓN

Esta nota tiene el objetivo de combinar en una sola proyección las distintas proyecciones de inflación de modelos individuales recientes. En el tanto que las distintas proyecciones individuales reflejan información distinta e independiente, la proyección que combina esta información tiene el potencial de tener un error de proyección inferior al error de las proyecciones individuales. Lo que es más, en ningún caso los errores de proyección de la proyección combinada óptimamente exceden los errores de las proyecciones individuales del modelo individual más preciso. Dicho de otra manera, la combinación tiene el potencial de reducir los errores de proyección del mejor modelo individual, y en el peor de los casos no será mayor que este error.

Esta proyección combinada será la base para la construcción de las proyecciones que serán discutidas en el Informe de In-

Publica el CEMLA con la debida autorización, el trabajo elaborado por A. W. Hoffmaister, G. Saborío Muñoz, I. Solano Chacón y Á. Solera Ramírez, investigadores de la División Económica del Banco Central de Costa Rica. El estudio fue presentado en la VI Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en Montevideo, Uruguay, el 17 y 18 de octubre de 2001. Los autores agradecen los comentarios recibidos de William Calvo, Everardo Vargas y Claudio Ureña.

flación. En particular, las proyecciones combinadas que se obtienen en esta nota serán conjugadas con el juicio económico de la División Económica para derivar "los diagramas abanicos". Estos diagramas destilan el conocimiento del banco acerca de la evolución de la inflación para los próximos dos años, y por ello representan un insumo importante para la toma de decisiones en materia de política monetaria y fiscal.

Para combinar las distintas proyecciones se consideran varios métodos alternativos con el fin de determinar las ponderaciones que se necesitan para hacer la combinación. Para escoger entre los métodos alternativos, se calculan los errores de proyección resultantes y se evalúa su bondad de proyección. Para el método escogido se calculan los "intervalos de confianza" correspondientes.

Los resultados principales de esta nota son:

- Las proyecciones combinadas de la inflación son 9.9, 9.8, y 9.9%, respectivamente para diciembre 2001, diciembre 2002, y en 24 meses. Los intervalos de confianza de 50 (90) para estas proyecciones son 9.9 ± 0.6 (± 1.5), 9.8 ± 0.8 (± 1.8) y 9.9 ± 0.8 (± 1.9)% respectivamente para diciembre 2001, diciembre 2002, y en 24 meses. Estas proyecciones son con base a datos a finales de marzo, y serán actualizadas conforme se cuente con datos adicionales.
- Aunque las proyecciones de la inflación (diciembre 2001, diciembre 2002, y en 24 meses) se han revisado hacia abajo en los primeros meses del año en curso, recientemente han sido revisadas hacia arriba. En gran medida esto refleja los aumentos de algunos precios regulados, particularmente los precios de la energía eléctrica.
- Las proyecciones son condicionales a la tasa de interés de Estados Unidos (letra del tesoro a 90 días) de 2.8 y 4.5% en promedio respectivamente en 2001 y 2002, y a una devaluación de 7% en ambos años. Estas variables reflejan la política monetaria doméstica en el contexto de un régimen cambiario de mini-devaluaciones con una cuenta de capital abierta. Las proyecciones de la inflación, también son condicionales a un precio promedio del barril de petróleo (Brent) de \$25.5 y \$22.5, respectivamente, en 2001 y 2002.
- Las proyecciones suponen implícitamente que la política fiscal es la política que se ha manifestado históricamente en los

datos. Es decir, suponen que la política fiscal se repite y por ello es sostenible en el transcurso de los dos años siguientes. Los modelos con los que se cuentan actualmente en el banco central no permiten modelar explícitamente la política fiscal, sin embargo modelos preliminares en este sentido se discuten en Hoffmaister y Sáenz, 2001. En ausencia de estos modelos, se puede ajustar las bandas de probabilidad en el contexto de un diagrama abanico en el Informe de Inflación para que estas capturen el hecho de que existe una mayor probabilidad de que la inflación se encuentre por arriba de la media si se espera que la política fiscal no es sostenible. Alternativamente, en este mismo contexto se puede mover toda la distribución hacia arriba para capturar las presiones que puede ejercer la política fiscal en la inflación.

- Las ponderaciones para obtener la proyección combinada son 0.00, 0.24, 0.35, y 0.41, respectivamente, para los modelos ARMA, VAR, Petróleo e Ingenuo. Estas ponderaciones se obtienen del método de regresión restringiendo las ponderaciones a sumar uno y a ser no negativas.
- La ponderación de aproximadamente 0.40 para el modelo Ingenuo refleja la evolución de la inflación en la década de 1990. Específicamente, esta ponderación tiende a compensar la tendencia de los modelos a proyectar una inflación consistente con el promedio de la inflación durante esta década, que excede la inflación en la segunda mitad de la década (vea Hoffmaister *et al.*, 2000a).
- La ponderación cero para las proyecciones del modelo ARMA está asociada al hecho que estas proyecciones están altamente correlacionadas con las proyecciones de los otros modelos. Esto hace que estas proyecciones no contengan información adicional a las proyecciones de los otros modelos, y lleva a que la ponderación respectiva tienda a ser “negativa” o muy pequeña cuando se restringe las ponderaciones a ser no negativas.

El resto de la nota consiste de dos secciones. La segunda sección describe la metodología de la combinación de proyecciones y la elaboración de los intervalos de confianza. La tercera sección presenta los resultados de los métodos de combinación para la inflación, medida por la variación interanual del índice de precios al consumidor. Además esta nota contiene un apéndice que combina las distintas proyecciones del crecimiento econó-

mico, aunque los resultados no son satisfactorios con los modelos disponibles.

II. METODOLOGÍA DE COMBINACIÓN

Una proyección combinada es un promedio ponderado de distintas proyecciones. Estas proyecciones proceden de distintos modelos o fuentes y en el tanto reflejen información distinta (independiente) pueden llevar a una proyección con un error de proyección menor que el error de las proyecciones independientes. En particular, la proyección combinada se puede expresar de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}\pi^C &= \phi_1 \times \pi_1 + \phi_2 \times \pi_2 + \dots + \phi_k \times \pi_k \\ &= \Phi' \cdot \Pi\end{aligned}$$

donde π^C , π_i , y ϕ_i son respectivamente la proyección combinada, la proyección del i -ésimo modelo, las ponderaciones que suman uno; Φ , y Π son vectores columna que contienen respectivamente las ponderaciones, y las proyecciones de los k modelos.

Considere el error de proyección de la combinación (diferencia entre la proyección y el dato observado), $\varepsilon^C = \pi^{OBS} - \pi^C$. De manera que el error de proyección combinado se puede expresar como:

$$\begin{aligned}\varepsilon^C &= \phi_1 \times \varepsilon_1 + \phi_2 \times \varepsilon_2 + \dots + \phi_k \times \varepsilon_k \\ &= \Phi' \cdot E\end{aligned}$$

donde ε_i son los errores de proyección del i -ésimo modelo que se agrupan en el vector E ; la expresión utilizó el hecho de que $\pi^{OBS} = \phi_1 \times \pi^{OBS} + \phi_2 \times \pi^{OBS} + \dots + \phi_k \times \pi^{OBS}$. Es decir, el error del modelo combinado es un promedio ponderado de los errores de los modelos individuales.

La varianza de los errores de la proyección combinada se puede expresar de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}VAR(\varepsilon^C) &= E[(\varepsilon^C - E[\varepsilon^C])^2] \\ &= E[(\varepsilon^C)^2] \\ &= \Phi' \cdot \Sigma \cdot \Phi\end{aligned}$$

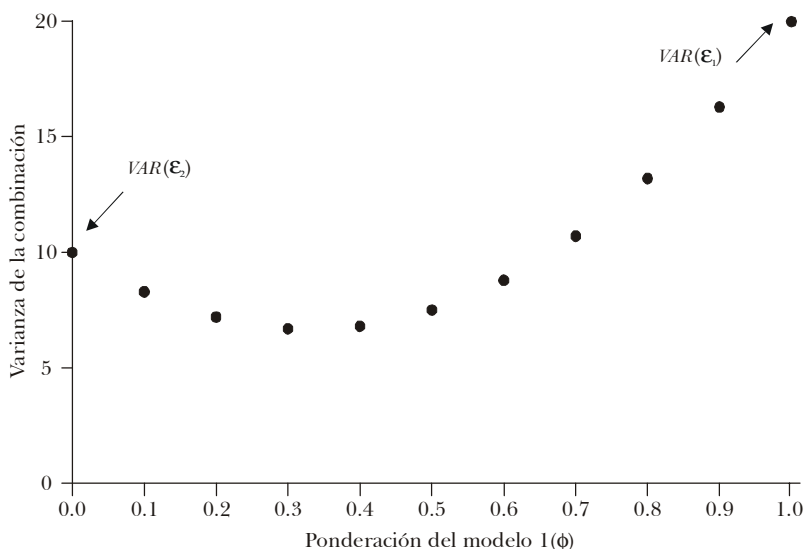
donde se ha tomado $E[\varepsilon^C] = 0$, es decir las proyecciones de los modelos individuales son insesgadas, y Σ es la matriz de varianza y covarianza de los errores de proyección de los modelos.

Para el caso donde existen dos modelos, $k = 2$, la varianza del error de proyección de la proyección combinada es:

$$VAR(\varepsilon^C) = \phi^2 \times VAR(\varepsilon_1) + (1-\phi)^2 \times VAR(\varepsilon_2) + 2 \times \phi \times (1-\phi) \times COV(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$$

donde el subíndice indica el modelo. De esta expresión es claro que en el tanto las proyecciones no estén correlacionadas, $COV(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = 0$, entonces es posible escoger una ponderación para, ϕ , de manera que la varianza del modelo combinado sea menor o igual a la varianza más pequeña de los modelos individuales. La gráfica I ilustra el caso cuando $COV(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = 0$, donde se hace claro que se puede escoger una ponderación ϕ tal que $VAR(\varepsilon^C) < \min(VAR(\varepsilon_1), VAR(\varepsilon_2))$.¹

GRÁFICA I. VARIANZA DE UNA COMBINACIÓN HIPOTÉTICA



Ponderaciones. Aunque existe una extensa discusión en la literatura acerca del mejor método para determinar ϕ_i --como lo documenta la bibliografía anotada elaborada por Clemen, 1989 y Granger, 1989-- esta nota considera las tres formas principales para escoger ϕ_i . Específicamente, se consideran ponderaciones obtenidas por una minimización de los errores de proyección, por una regresión, y aquellas que son iguales para cada

¹ Para el caso cuando $COV(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \neq 0$, se puede demostrar que $VAR(\varepsilon^C) \leq \min(VAR(\varepsilon_1), VAR(\varepsilon_2))$. Vea Granger y Newbold, 1986, pp. 266-7 para detalles.

modelo (Palm y Zellner, 1992). Estos métodos se describen enseguida.²

Determinar las ponderaciones minimizando los errores de proyección (Bates y Granger, 1969) consiste en:

$$\min_{\Phi} (\Phi' \Sigma \Phi), \quad \text{sujeto a } \Phi' e = 1$$

donde $e = [1, 1, \dots, 1]'$ por lo que la restricción impone que la suma de las ponderaciones sumen uno. De esta minimización se obtiene que las ponderaciones óptimas están dadas por la siguiente expresión:

$$\Phi^* = (e' \Sigma^{-1} \cdot e)^{-1} \cdot \Sigma^{-1} \cdot e$$

Note que este método puede llevar a que la ponderación óptima de un modelo sea menor a cero. Una ponderación negativa no es intuitiva, pero no es inusual en trabajo empírico.³

En el caso cuando $k = 2$ las ponderaciones óptimas son:

$$\Phi^* = \begin{bmatrix} \phi_1^* \\ \phi_2^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{(\gamma_{22} - \gamma_{12})}{(\gamma_{11} + \gamma_{22} - 2\gamma_{12})} \\ \frac{(\gamma_{11} - \gamma_{12})}{(\gamma_{11} + \gamma_{22} - 2\gamma_{12})} \end{bmatrix}$$

donde γ_{ij} corresponde respectivamente a las covarianza/varianza de los errores de proyección de los modelos individuales. Esta expresión corresponde intuitivamente a la idea de que la ponderación de cada modelo depende de su capacidad relativa de proyección. En particular, la ponderación del modelo depende inversamente de la varianza de los errores de proyección del otro modelo, de manera que la ponderación es mayor para los modelos con proyecciones más precisas. Note que si $2\gamma_{12} > \gamma_{11} + \gamma_{22}$ entonces $\phi_i^* < 0$, de manera que una pondera-

² En principio las ponderaciones pueden variar con el horizonte de proyección. En este caso, la inflación combinada y el error de proyección combinada se pueden expresar respectivamente como $\pi_{t+h}^C = \sum_{i=1}^k \phi_{i,h} \times \pi_{i,t+h}$, y $\varepsilon_h^C = \sum_{i=1}^k \phi_{i,h} \times \varepsilon_{i,h}$. A partir de

estas expresiones se pueden determinar $\phi_{i,h}$ con los métodos descritos en el texto, y calcular π_{t+h}^C . Sin embargo, los resultados obtenidos con ponderaciones variables sugieren que no existe mayor beneficio comparado a las ponderaciones fijas que se presentan en esta nota. Cuando sea apropiado, estos resultados se comentan en notas al pie subsiguientes.

³ Para una discusión de las ventajas de incluir un modelo con una ponderación negativa, vea Granger y Newbold, 1986, pp. 267-77.

ción negativa es posible cuando la covarianza entre los errores de proyección es suficientemente grande.

Determinar las ponderaciones por una regresión (Granger y Ramanathan, 1984) consiste en aplicar mínimos cuadrados ordinarios (MCO, restringidos) para estimar la ecuación:

$$\pi_t^{OBS} = \sum_{i=1}^k \phi_i \times \pi_{i,t} + \mu_t, \quad \text{sujeto } \sum_{i=1}^k \phi_i = 1$$

que en esencia minimiza la suma de los errores al cuadrado de la proyección combinada, sujeta a que las ponderaciones sumen uno. Note que de este método se obtienen ponderaciones que están asociadas a ϕ^* ya que MCO (restringidos) consiste en:

$$\begin{aligned} \min_{\Phi} (\mu' \mu) &= (\pi_t^{OBS} - \sum_{i=1}^k \phi_i \times \pi_{i,t})^2, \quad \text{sujeto } \sum_{i=1}^k \phi_i = 1 \\ &= (\varepsilon^C)^2 \\ &= \Phi' \cdot H \cdot H' \cdot \Phi \\ &= \Phi' \cdot \Sigma \cdot \Phi \end{aligned}$$

que lleva a ponderaciones idénticas a las ponderaciones óptimas. Sin embargo, este método de cálculo de las ponderaciones tiene la ventaja de que es más sencillo imponer restricciones adicionales, específicamente las restricciones $\phi_i \geq 0$, que Bates y Granger.

Las ponderaciones iguales llevan a un promedio no ponderado de las proyecciones de los distintos modelos:

$$\pi^C = 1/k \times \pi_1 + 1/k \times \pi_2 + \dots + 1/k \times \pi_k$$

que se justifica en el contexto de análisis Bayesiano cuando no hay suficiente información para inferir Σ , cuando los errores en la estimación de Σ son grandes, o cuando las ponderaciones varían en el tiempo lo que dificulta la estimación de Σ (Palm y Zellner, 1992). Además se ha encontrado que en algunas oportunidades las proyecciones combinadas utilizando un promedio no ponderado han tenido errores de proyección menor que las ponderaciones diferenciadas (Ashton, y Ashton, 1985).

Intervalos de Confianza. Se construyen los “intervalos de confianza” para la proyección combinada mediante técnicas de *bootstrapping*. Específicamente, se calcula la siguiente probabilidad:

$$\Pr(\text{high} \geq \pi^C \geq \text{low}) = \alpha$$

donde $\text{Pr}(\cdot)$ denota la probabilidad de que se cumpla la condición contenida entre los paréntesis. Es decir, cuales son los límites superior (*high*) e inferior (*low*) entre los cuales π^c está con una probabilidad α . Estos valores se obtienen infiriendo la distribución de las innovaciones con métodos *bootstrap* (Jeong y Maddala, 1993, y Li y Maddala, 1996) basados en 1,000 réplicas (con reemplazo) de las innovaciones históricas.⁴

Específicamente, las distribuciones se infieren de la siguiente manera: *i*) se proyecta la inflación para el período 2001:01-2002:12; *ii*) se crean 1,000 pseudo historias a partir de estas proyecciones para este período utilizando los errores de proyección observados durante el período 1995:01-2000:12; *iii*) se ordenan las pseudo historias para cada mes durante el período de proyección; y *iv*) se calculan los percentiles para las probabilidades requeridas.

Específicamente, si π_{t+h}^c es la proyección combinada de la inflación entonces las pseudo historias se pueden expresar de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}\pi_{t+h,i}^{(PH)} &= \pi_{t+h}^c + \mu_{t+h,i}^{(PH)}, & t' &= 2000:12, \\ & & h &= 1, 2, 3, \dots, 24, \\ & & i &= 1, 2, 3, \dots, 1,000,\end{aligned}$$

donde $\mu^{(PH)}$ es un error de proyección que se describe enseguida, los subíndices t' , h , e i se refieren respectivamente a la última observación, al horizonte de las proyecciones, y al número de la pseudo historia particular; el superíndice (*PH*) denota pseudo-historia.

El error de la pseudo historia, $\mu^{(PH)}$, se obtiene a partir de los errores de proyección observados de la siguiente manera. Para cada pseudo historia, i , se seleccionan con reemplazo 24 errores de la muestra de los 60 errores observados durante el período 1996:01-2000:12. De esta manera, para cada i cada uno de los errores observados tiene la misma probabilidad de ser seleccionada, $1/60$, para cada horizonte, h . Este proceso se repite 1,000 veces y para cada h se ordenan estos resultados. Las bandas de confianza del α (90)% para cada h se obtienen de los percentiles $1 - \alpha/2$ (cinco) y $\alpha + \alpha/2$ (95).

⁴ La alternativa para construir los intervalos de confianza es asumir una distribución para los errores de los modelos de proyección. Esto se complica con modelos no estándar de proyección, tal como proyecciones ingenuas o el modelo de petróleo ya que capta el impacto de la evolución de los precios del petróleo mundial utilizando una formulación no-lineal.

III. PROYECCIÓN COMBINADA

Ponderaciones. En total se consideraron cinco ponderaciones distintas para las cuales se calcularon la raíz del error cuadrático medio correspondiente, basada en los errores de proyección de 1997:01-1999:12 (cuadro 1). Las primeras dos ponderaciones corresponden a dos variantes de las ponderaciones óptimas. La primera variante calcula las ponderaciones basadas en la matriz Σ completa; la segunda asume que las proyecciones son ortogonales, es decir asume que Σ es una matriz diagonal. Las ponderaciones tres y cuatro corresponden a dos variantes de las ponderaciones obtenidas por regresión. La primera de estas obtiene las ponderaciones por MCO restringidos de manera que las ponderaciones sumen uno; la segunda impone la restricción adicional de que las ponderaciones sean mayores o iguales a cero. La ponderación cinco corresponde a ponderaciones iguales.

CUADRO 1. PONDERACIONES ESTIMADAS Y RECM PARA LOS TRES MÉTODOS DE COMBINACIÓN

Modelo	Optimización		Regresión		Iguales
	Variante 1	Variante 2	Variante 1	Variante 2	
ARMA	-0.23	0.13	-0.23	0.00	0.25
VAR	0.23	0.35	0.23	0.24	0.25.
Petróleo	0.35	0.19	0.35	0.35	0.25
Ingenuo	0.65	0.33	0.65	0.41	0.25
RECM	0.0128	0.0143	0.0128	0.0136	0.0156

NOTA: El modelo ARMA corresponde a un modelo ARMA(6,3), con una modificación para reducir la tendencia del modelo a sobrestimar la inflación. La modificación introduce una variable *dummy* que es uno a partir de 1996:01 (Hoffmaiter *et al.*, 2000a). El modelo VAR corresponde a una modificación de los modelos en Flores *et al.*, 2000. La modificación consiste en sustituir los precios internacionales por la tasa de interés internacional (Estados Unidos), e incluye además los precios domésticos, la tasa de interés doméstica, la actividad económica y crédito total al sector privado. El modelo de Petróleo consiste en un modelo VAR que hace explícita la regla que gobierna los precios domésticos de los combustibles. Esta regla consiste en un ajuste automático cuando existe un cambio en los precios internacionales (en moneda local) que excede 5% desde la última revisión 01 (Hoffmaiter *et al.*, 2000b). El modelo Ingenuo proyecta la inflación asumiendo que no varía con respecto al último dato observado. La raíz del error cuadrático medio (RECM) se calcula para las proyecciones entre 1997:01 y 1999:12.

Las ponderaciones contienen información interesante acerca de los modelos individuales. Las ponderaciones óptimas sugieren que los errores de proyección del modelo ARMA están muy correlacionadas con los errores de los otros modelos por lo que

la ponderación óptima es negativa. En efecto, cuando se elimina los términos de covarianza de los errores de proyección, la ponderación del modelo ARMA deja de ser negativa. Las ponderaciones obtenidas por regresión confirman los resultados obtenidos con las ponderaciones óptimas cuando se toman en cuenta los términos de covarianza.⁵

Para evaluar cual método de combinación tiene más éxito en aumentar la precisión de las proyecciones de inflación se calculó la raíz del error cuadrático medio (RECM) de las distintas proyecciones combinadas.⁶ El método que tiene más éxito en aumentar la precisión es el primero, es decir las ponderaciones óptimas que incluyen toda la información contenida en la matriz Σ , que a su vez es idéntica al resultado obtenido con la primera variante del método de regresión. De las otras ponderaciones, la variante 2 del método de regresión es ligeramente mejor que los demás ya que aumenta RECM en menos de 0.10 puntos porcentuales.

La desventaja, sin embargo, del método óptimo es que la ponderación de las proyecciones del modelo ARMA es negativa. Y con las ponderaciones obtenidas, significa que la proyección combinada se obtiene imultiplicando la proyección del modelo ARMA por -0.23! y sumando 0.23, 0.35, y 0.65 veces las proyecciones respectivas del modelo *VAR*, *Petróleo*, e *Ingenuo*. Imponer la restricción de que las ponderaciones sean no negativas, utilizando el método de regresión (variante 2 del método de regresión), aumenta RECM en poco más de 0.10 puntos porcentuales sobre el mínimo, que es un poco menos que el aumento que se observa con los otros métodos. Aunque estas ponderaciones no son las que maximizan la precisión de las proyecciones combinadas, tiene la ventaja de que las ponderaciones son positivas y esta ventaja se obtiene a un costo aceptable en cuanto la reducción de la precisión.

Proyecciones combinadas. La proyección combinada se obtiene al promediar las proyecciones de los modelos utilizando las ponderaciones de la variante 2 del método de regresión. La

⁵ De igual manera, utilizando ponderaciones variables con el horizonte de proyección, las ponderaciones asignadas al modelo ARMA son todas negativas y dejan de serlo cuando se eliminan los términos de covarianza de los errores de proyección. También las ponderaciones variables obtenidas por regresión confirman los resultados obtenidos con las ponderaciones óptimas.

⁶ En general, las ponderaciones variables con el horizonte tienden a desmejorar RECM en todos los casos. En particular, RECM son 0.016, 0.016, 0.016, y 0.017 respectivamente para los métodos de optimización y regresión con las dos variantes.

gráfica II ilustra las proyecciones de los modelos individuales y combinadas junto con los respectivos intervalos de confianza al 50 y 90% utilizando información a diciembre 2000. El cuadro 2 contiene las proyecciones para diciembre de 2001 y 2002 utilizando información a diciembre 2000, enero, febrero y marzo 2001. Las proyecciones reflejan el supuesto de que la tasa de devaluación se mantiene en 7%. En las proyecciones hasta febrero, los precios del petróleo promedian \$27.85 durante 2001 y 2002, conforme con las proyecciones de *World Economic Outlook* (Fondo Monetario Internacional, 2000). En las proyecciones de marzo, los precios del petróleo promedian \$25.5 y \$22.5 respectivamente durante 2001 y 2002, de acuerdo con las proyecciones de último *World Economic Outlook* (Fondo Monetario Internacional, 2001).

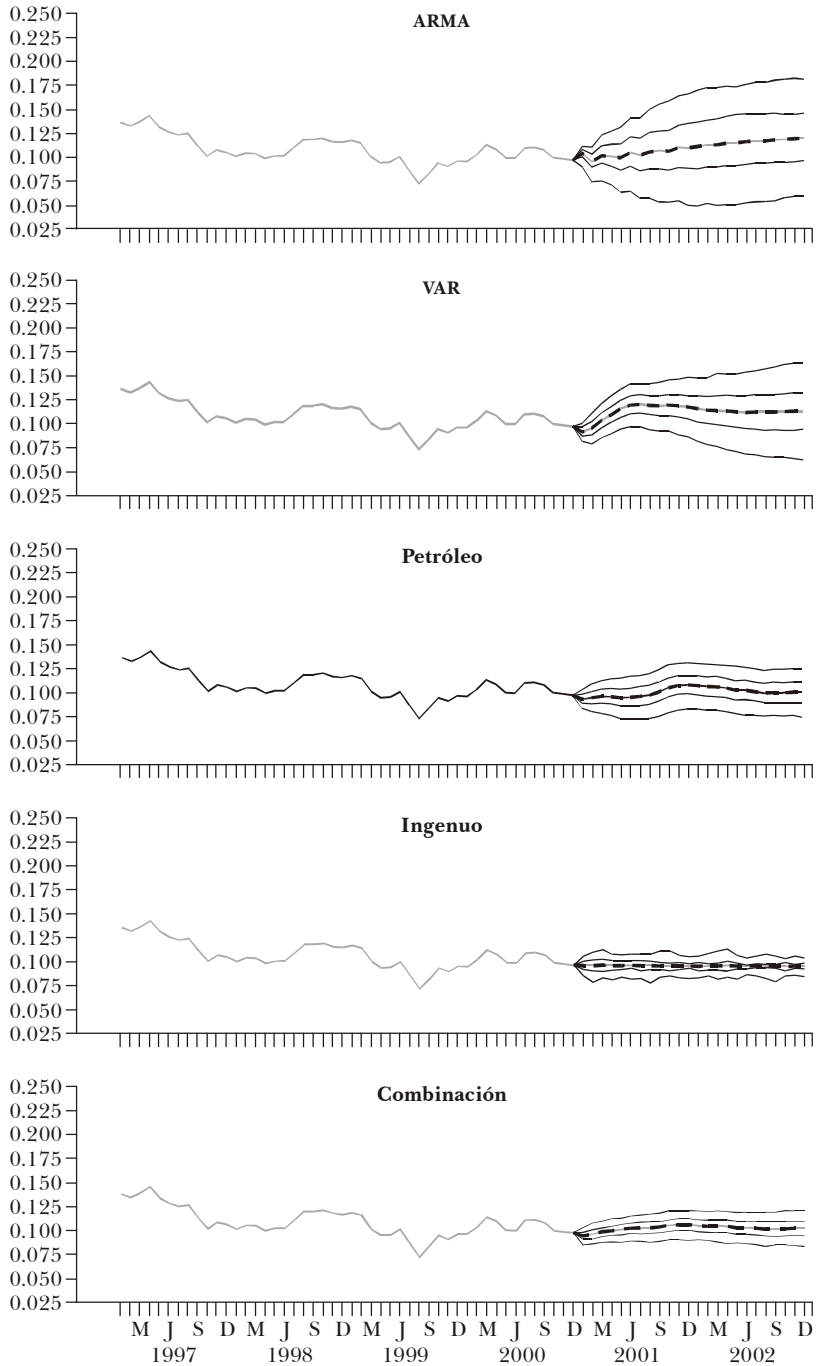
CUADRO 2. PROYECCIONES COMBINADAS PARA DICIEMBRE DE 2001 Y 2002, Y SUS ACTUALIZACIONES

Información al mes	Límite inferior (%)		Media	Límite superior (%)	
	90	50		50	90
Inflación diciembre de 2001					
Dic. de 2000	9.0	10.0	10.6	11.2	12.0
Ene. de 2001	8.3	9.4	10.0	10.6	11.4
Feb. de 2001	8.3	9.2	9.7	10.3	11.2
Mar. de 2001	8.5	9.4	9.9	10.5	11.3
Inflación diciembre de 2002					
Dic. de 2000	8.4	9.5	10.2	11.0	12.0
Ene. de 2001	8.4	9.5	10.2	10.9	12.0
Feb. de 2001	8.0	9.1	9.8	10.6	11.4
Mar. de 2001	8.0	9.1	9.8	10.6	11.7
Inflación en 24 meses					
Dic. de 2000	8.4	9.5	10.2	11.0	12.0
Ene. de 2001	8.3	9.4	10.2	11.0	12.0
Feb. de 2001	8.0	9.1	9.8	10.6	11.6
Mar. de 2001	8.0	9.1	9.9	10.8	11.8

NOTA: Las proyecciones combinadas se obtienen de promediar las proyecciones de los modelos ARMA, VAR, Petróleo e Ingenuo con la segunda variante del método de regresión (vea la nota del cuadro 1). La inflación en 24 meses es la inflación que corresponde a la proyección combinada 24 meses después del último dato observado. Observe que ésta corresponde a la inflación proyectada para diciembre de 2002 cuando el último dato observado es diciembre de 2000.

Las proyecciones combinadas sugieren que las perspectivas de inflación se están mejorando. En general, las proyecciones para diciembre 2001 y 2002 junto con la proyección a 24 meses,

GRÁFICA II. PROYECCIONES DE INFLACIÓN CON INFORMACIÓN AL MES DE DICIEMBRE DE 2000 (INTERVALOS DE CONFIANZA DE 50 Y 90%), 1997-2002



han sufrido revisiones de alrededor de 0.5 puntos porcentuales conforme la inflación de los últimos meses ha bajado. En particular, utilizando información a marzo 2001, sugieren que la inflación será alrededor de 9.9, 9.8, y 9.9% respectivamente para diciembre 2001, diciembre 2002, y en 24 meses. En otras palabras las revisiones de las proyecciones sugieren una trayectoria para la inflación relativamente constante.

Es interesante notar que la distribución alrededor de estas proyecciones sugiere que la distribución de la inflación es aproximadamente simétrica alrededor de la media. Específicamente, el intervalo de confianza del 50% es de más/menos 0.50, 0.80, y 0.80 puntos porcentuales respectivamente para diciembre 2001 y 2002, y 24 meses.

Apéndice 1

DETALLES DE LAS PROYECCIONES DE INFLACIÓN

(sigue)

CUADRO A. 5. PONDERACIONES ESTIMADAS Y RECM PARA LOS TRES MÉTODOS DE COMBINACIÓN

<i>Modelo</i>	<i>Optimización</i>		<i>Regresión</i>		<i>Iguals</i>
	<i>Variante 1</i>	<i>Variante 2</i>	<i>Variante 1</i>	<i>Variante 2</i>	
ARMA	0.02	0.02	0.02	0.00	0.25
VAR	-0.09	0.01	-0.09	0.00	0.25
Petróleo	1.06	0.96	1.06	1.00	0.25
Ingenuo	0.01	0.02	0.01	0.00	0.25
RECM	0.0005	0.0033	0.0005	0.0028	0.0172

NOTA: El modelo ARMA corresponden a un modelo ARMA (1,0). Los otros modelos son los mismos utilizados en el cuadro 1. Para detalles de estos modelos, véase la nota de ese cuadro.

CUADRO A. 6. PONDERACIONES ESTIMADAS Y RECM PARA LOS TRES MÉTODOS DE COMBINACIÓN

<i>Información al mes</i>	<i>Límite inferior (%)</i>		<i>Media</i>	<i>Límite superior (%)</i>	
	<i>90</i>	<i>50</i>		<i>50</i>	<i>90</i>
Crecimiento diciembre de 2001					
Dic. de 2000	-1.2	0.7	2.1	3.3	5.3
Ene. de 2001	-1.2	0.7	2.1	3.4	5.8
Feb. de 2001	-1.0	1.0	2.2	3.3	5.5
Crecimiento diciembre de 2002					
Dic. de 2000	-1.8	0.0	1.4	2.7	4.8
Ene. de 2001	-1.4	0.4	1.8	3.1	5.3
Feb. de 2001	-1.8	0.2	1.5	2.7	5.1
Crecimiento en 24 meses					
Dic. de 2000	-1.8	0.0	1.4	2.7	4.8
Ene. de 2001	-1.7	0.1	1.5	2.7	4.9
Feb. de 2001	-1.6	0.4	1.7	2.9	5.1

NOTA: Las proyecciones combinadas se obtienen de promediar las proyecciones de los modelos ARMA, VAR, Petróleo e Ingreso ponderados con la segunda variante del método de regresión (véase la nota del cuadro 1). El crecimiento en 24 meses es el crecimiento que corresponde a la proyección combinada 24 meses después del último dato observado. Véase que ésta corresponde al crecimiento proyectado para diciembre de 2002 cuando el último dato observado es diciembre de 2000.

Apéndice 2

PROYECCIONES DE CRECIMIENTO ECONÓMICO

Las proyecciones de crecimiento económico disponibles se combinaron de una manera análoga a la combinación de las proyecciones de inflación. Las ponderaciones obtenidas para la combinación sugieren que se debe de asignar una ponderación de uno para el modelo de Petróleo, y una ponderación cero en los otros modelos (cuadro A.5). Es decir, la proyección “combinada” es la proyección del modelo de Petróleo, por aunque existe el potencial de reducir la varianza de los errores de proyección las ponderaciones resultantes indican que este potencial no se logra.

Este apéndice contiene las ponderaciones y las proyecciones obtenidas con base a la información a final de febrero. Conforme se continúe refinando los modelos de proyección será útil considerar de nuevo la combinación de las proyecciones de crecimiento económico.

REFERENCIAS

- Ashton, A. H., y R. H. Ashton, “Aggregating Subjective Forecasts: Some Empirical Evidence”, *Management Science*, vol. 31, 1985, pp. 1499-1508.
- Bates, J. M., y W. J. Clive, “The Combination of Forecasts”, *Operations Research Quarterly*, vol. 20, 1969, pp. 319-25.
- Clemen, Robert T., “Combining Forecasts, A Review and Annotated Bibliography”, *International Journal of Forecasting*, vol. 5, 1989, pp. 559-83.
- Flores, Melania, Alexander W. Hoffmaister, Jorge Madrigal y Lorely Villalobos, *Transmisión monetaria en Costa Rica*, Banco Central de Costa Rica, agosto de 2000 (Nota de Investigación, n° 3-00).
- Fondo Monetario Internacional, *World Economic Outlook*, octubre de 2000 y mayo de 2001.
- Granger, Clive W. J., “Invited Review: Combining Forecasts—Twenty Years Later”, *Journal of Forecasting*, vol. 8, 1989, pp. 167-73.
- Granger, Clive W. J., y Paul Newbold, *Forecasting Economic Time Series*, segunda edición, Academic Press, Londres, 1986.
- Granger, Clive W. J., y R. Ramanathan, “Improved Methods

- for Forecasting”, *Journal of Forecasting*, vol. 3, 1984, pp. 197-204.
- Hoffmaister, Alexander W., Ivannia Solano, Álvaro Solera y Katia Vindas, *Modelos univariados de la inflación*, Banco Central de Costa Rica, agosto de 2000a (Nota de Investigación, nº 5-00).
- Hoffmaister, Alexander W., Ivannia Solano, Álvaro Solera y Katia Vindas, *Impacto de los precios del petróleo en Costa Rica*, Banco Central de Costa Rica, septiembre de 2000b (Nota de Investigación, nº 4-00).
- Hoffmaister, Alexander W., y Manrique Sáenz Castegnaro, *Programación en contexto económico: traducción, modelos económicos, y reducción en la inflación*, Banco Central de Costa Rica, abril de 2001 (Nota de Investigación, nº 02-01).
- Jeong y Maddala, “A Perspective on Application of Bootstrap Methods in Econometrics”, en Rao Maddala y Vinod (eds.), *Handbook of Statistics*, vol. 11, North-Holland, Amsterdam, 1993, pp. 573-610.
- Li y Maddala, “Bootstrapping Time Series Models”, *Econometric Reviews*, vol. 15, 1996, pp. 115-95 (incluyendo comentario).
- Palm, Franz C., y Arnold Zellner, “To Combine or Not to Combine? Issues of Combining Forecasts”, *Journal of Forecasting*, vol. 11, 1992, pp. 687-701.

Elena Grubisic

Determinantes de la evolución del crédito al sector privado en Argentina en el período 1994-2000

I. INTRODUCCIÓN

Después de un crecimiento sostenido, desde la implementación del Plan de Convertibilidad hasta fines de 1994, el crédito al sector privado no financiero presenta una caída en el año 1995 como consecuencia de la crisis del tequila. En el año 1996 comienza a recuperarse y a crecer hasta mediados de 1998 en que se mantiene por un tiempo hasta principios de 1999 cuando comienza a caer nuevamente y no presenta una recuperación notable por el momento. También se observa que en este último período no se mantiene la relación habitual con otras variables de la economía, como por ejemplo los depósitos y la tasa de interés activa. (Si bien en la crisis del tequila la caída de los depósitos, en proporción, fue mayor a la caída del crédito, su recuperación y crecimiento posterior fueron mayores.)

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo elaborado por E. Grubisic, de la Gerencia de Investigaciones Económico-Financieras, del Banco Central de la República Argentina, presentado en la VI Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en Montevideo, Uruguay, el 17 y 18 de octubre de 2001. Las opiniones expresadas en este documento son de la autora y no coinciden necesariamente con las del Banco Central de la República Argentina. La autora agradece especialmente a Guillermo Escudé por su contribución al enriquecimiento de este trabajo y a George McCandless por la detallada revisión del mismo y las sugerencias aportadas.

Normalmente el crecimiento del crédito va en la misma dirección que el crecimiento de los depósitos y en dirección contraria al crecimiento de la tasa de interés activa. Desde comienzos del año 1999 se observa una disminución en el crédito al sector privado, que se acentúa desde fines del mismo año, mientras los depósitos siguieron creciendo, si se quiere en menor escala y la tasa activa disminuyó aunque con pequeños aumentos.

En este trabajo se trata de encontrar y estimar algunos de los causales de dicha disminución así como también medir la influencia de cada variable. Debe notarse además que a fines de 1999 cambió la regulación respecto a las obligaciones con entidades financieras del exterior, aquellas contraídas con la casa matriz pasaron de no tener a tener requisitos de liquidez; por lo tanto se trata de medir también cuanto influyó dicho cambio sobre el crédito.

También se trata de explicar el crédito considerado desde el lado de la oferta y por otra parte desde la demanda. Después de la crisis del tequila hubo otros impactos externos como la crisis de Hong Kong, la de Rusia y la devaluación brasileña.

Entonces por un lado se puede suponer que hubo restricciones en la oferta causada por las sucesivas crisis y por otra parte restricciones en la demanda debido sobre todo a un aumento en la tasa del desempleo. En el primer caso se analiza la influencia de variables macro, la capacidad prestable de los bancos y variables de riesgo. En el caso de la demanda se analiza la influencia de variables como el EMI, tasas de interés, el desempleo y la inversión.

Con diversos modelos se trató de cuantificar el efecto de cada una de las variables que resultaron influyentes sobre el crecimiento del crédito.

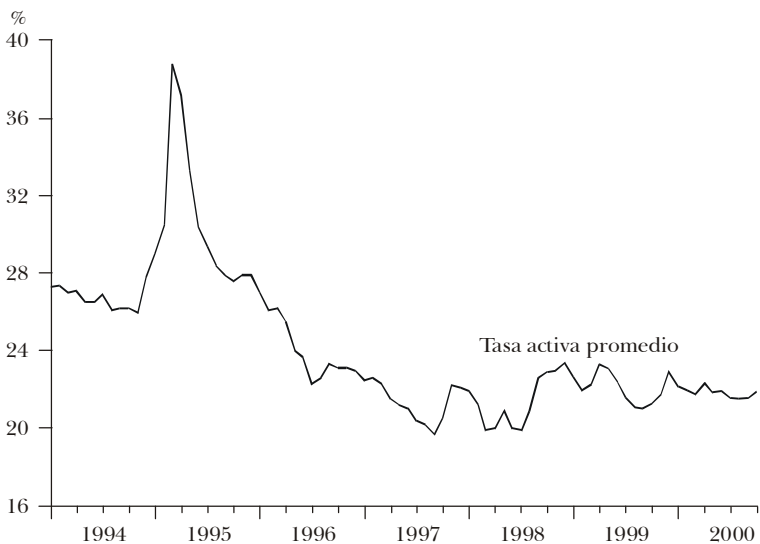
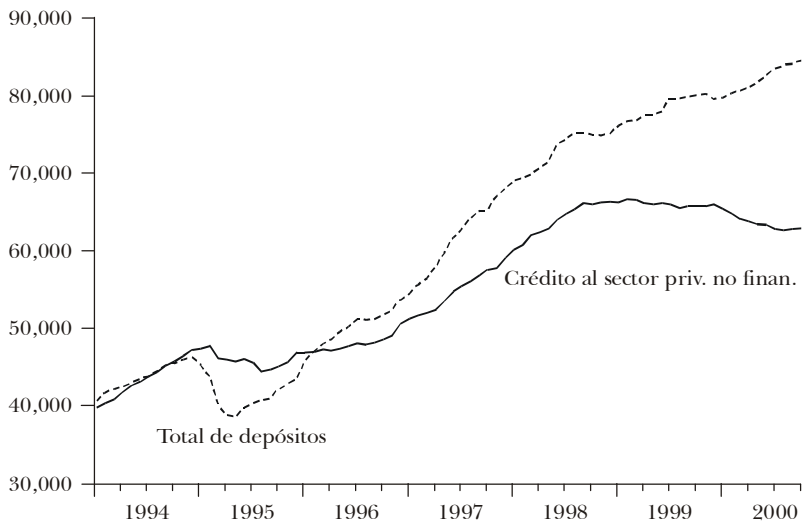
II. DESCRIPCIÓN DE ALGUNOS INDICADORES ECONÓMICOS

Para una mejor comprensión de la evolución del crédito se presenta la gráfica I que nos permite observar los crecimientos de crédito y depósitos y comprobar cuanto se diferenciaron ambos crecimientos. También se presentan en la gráfica A.I, del anexo, el crédito y algunas variables económicas que se considera afectan al mismo. Como se puede observar en dicho gráfico, luego de la caída de comienzos de 1995 el crédito se ha incrementado considerablemente hasta que comienza a crecer menos en el segundo semestre de 1998 terminando en caída

desde fines de 1999, este movimiento es acompañado por las obligaciones con entidades financieras del exterior, de alguna manera por los depósitos pero éstos sólo disminuyeron su crecimiento. La tasa activa en el último año presenta caída coincidiendo su movimiento con el del crédito, cuando en realidad se comportan en sentido inverso.

GRÁFICA I

Millones de pesos



Además vemos con más detalle el comportamiento de la tasa activa y que a pesar de que fue cayendo en el último tiempo no provocó aumento en el crédito.

Algo que también se debe destacar es el aumento del crédito al sector público, esto puede haber producido un efecto de *crowding out* del crédito al sector privado.

En el cuadro 1 se presenta para el crédito y algunas variables que se considera influyen sobre el mismo, la variación de abril a octubre de 2000. Como se citó previamente disminuyó el crédito al sector privado, aumentó el crédito al sector público, aumentaron los depósitos y disminuyeron notablemente las obligaciones con entidades financieras del exterior.

CUADRO 1

(Variación en %)

Período	Credspnf	Credsp	Credsp/		Cirre/		LimExt/ Deptot	Tasa act. ^b
			Credtot	Deptot	Finan	EMI ^a		
Abr.-oct. 2000	-1.3	6.5	6.5	4.3	4.6	9.6	-11.6	-0.4

^a Incluye el efecto estacional. ^b Se calculó la diferencia.

Como ya se citó, otro indicador para tener en cuenta, que afecta negativamente al crédito desde el punto de vista de la demanda, es la tasa de desempleo que, resumiendo, era de un 7% a principios de 1993, creció al 18.4% en los meses posteriores al tequila, bajó a 12.4% a principios de 1999 y en octubre de 2000 se encuentra en 14.7%, lo que hace que exista temor por la seguridad del empleo y el consumidor sea más precavido. También se podría considerar un efecto inverso, la disminución del crédito al sector privado produce una caída en la actividad económica y por lo tanto aumenta el desempleo y la cartera irregular.

Para ver más en detalle la evolución del crédito desde el año 1993 hasta octubre de 2000 se puede observar la gráfica A.V, del anexo 1, que representa los créditos otorgados por tipo: adelantos en cuenta corriente, documentos a sola firma, hipotecarios, prendarios y personales y las tasas de interés respectivas. De la gráfica y también si se calculan promedios anuales se observa que: los adelantos en cuenta corriente, vienen disminuyendo desde 1996 con un leve aumento a partir de 1999, los documentos a sola firma aumentan a partir de 1997 hasta 1999 para luego disminuir, los préstamos personales tienen una tendencia creciente en todo el período y los préstamos hipoteca-

rios y prendarios presentan una leve caída desde mediados de 1997.

Se observa también que en la mayoría de los tipos de préstamos, existe una relación inversa entre la tasa y el volumen otorgado. Esta relación es más significativa para los préstamos personales y menos para los documentos.

III. DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA

Para tratar de explicar la evolución del crédito al sector privado no financiero se procedió a analizar, en primer lugar, el grado de relación que posee con otras variables económicas. Por el lado de la oferta se consideraron variables macroeconómicas e institucionales que representen la capacidad para otorgar préstamos de los bancos dado que en la Argentina el crédito depende mayormente de la capacidad del sistema financiero, entre ellas el crecimiento de los depósitos, y factores de riesgo. Por el lado de la demanda se consideraron variables macroeconómicas como el EMI y tasas de interés. También se debe tener en cuenta que aumentó considerablemente el crédito al sector público lo cual desalentó a los bancos para buscar nuevos tomadores de crédito en el sector privado. Se debe tener en cuenta además que cuando aumenta el endeudamiento del gobierno, tanto en el mercado interno como externo, suele aumentar el riesgo país y por lo tanto aumentan las tasas domésticas. Las variables que finalmente resultaron significativas son: la tasa activa, el *spread* del EMBI de América Latina sin Argentina, la tasa Libor, las obligaciones con entidades financieras del exterior, la cartera irregular como porcentaje de a las financiaciones, el crédito al sector público como porcentaje del crédito total y la integración como porcentaje de los depósitos. Se analizó además el orden de integración de las variables y luego se estimaron modelos a fin de cuantificar el efecto de cada variable sobre el crédito. En los modelos que luego se estimarán, de general a particular, las variables que quedan finalmente es debido a su significatividad.

En la gráfica A.I, del anexo 1, se puede observar el comportamiento de las variables antes citadas, en el período enero de 1994-octubre de 2000. Los aspectos más notables son los siguientes: un sostenido crecimiento del crédito a partir de 1996 que se detiene a fines de 1998 y presenta caída a partir de fines de 1999, una caída considerable en las obligaciones con entidades financieras del exterior a partir de fines de 1999, un aumen-

to considerable en la tasa Libor a partir de mediados de 1999, un aumento del crédito al sector público como porcentaje del crédito total desde comienzos de 1999, una leve disminución en el EMI a partir de 1999 y un aumento de la cartera irregular como porcentaje de a las financiaciones a partir de fines de 1998.

En el cuadro A.1, del anexo 1, se presentan las correlaciones entre las variables citadas. Puede observarse que las correlaciones más altas del crédito están dadas con la integración como porcentaje de los depósitos, las obligaciones con entidades financieras del exterior y luego con la tasa activa, positiva con las primeras dos y negativa con la tercera. Cuando se analiza la correlación entre las otras variables entre sí, se nota que las más correlacionadas son la integración como porcentaje de los depósitos con la tasa activa y el *spread* del EMBI de América Latina sin Argentina también con la tasa activa.

En el cuadro A.2, del anexo 1, se presentan los resultados del *test* Phillips-Perron para verificar la existencia de raíces unitarias. Se puede observar que para las series en niveles sólo se rechaza la existencia de raíces unitarias para el log del EMI y un índice de inversión (al 1%), en el caso de la primera diferencia se rechaza en todos los casos.

Para ver que variables preceden al crédito (se anticipan y/o causan al crédito con su pasado) se realizó el *test* de causalidad de

CUADRO 2. TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER

	<i>Significativo (1)</i>	<i>Significativo (2)</i>
Variables		
Ln EMI	1, 2, 3	
Ln Oblig. Ent. Fin. Ext.	1, 3	1
Sembi Lat sin Arg.	1, 2, 3	
Tasa Libor	1	
Tasa Activa	1, 2, 3	
Credpub/Credtot		1, 2, 3
Integ/Dep Tot	1, 2, 3	
Merval	1, 2, 3	
EMBI Arg.	1, 2	
Inverind	1, 2, 3	
Cirrefin	1	2
Ln Dep Tot	1, 2	1

NOTA: Hipótesis nula: (1) variable fila no causa al crédito privado; (2) Crédito privado no causa a variable fila. signif. al 5%. (Los números indican la cantidad de rezagos, cuando el *test* da signif.)

Granger con 1, 2 y 3 rezagos. Los resultados se presentan en el cuadro adjunto.

De las variables que se presentan en el cuadro todas preceden al crédito y ninguna es precedida por el crédito, con excepción del crédito al sector público como porcentaje del crédito total; hay precedencia en algún rezago de las obligaciones con entidades financieras del exterior, la cartera irregular como porcentaje de las financiaciones y el total de depósitos. En los modelos, que se señalan, se verá que estas últimas variables no figuran en la forma en que están precedidas por el crédito.

Se han buscado relaciones de largo plazo (ver si las variables están cointegradas) entre el crédito al sector privado y (considerando las variables de a pares o en grupos de 3 ó 4 variables): *i*) el EMI; *ii*) el *spread* del EMBI de Argentina; *iii*) el EMI y el *spread* del EMBI de Argentina; *iv*) el EMI y el Merval; *v*) el EMI y la tasa activa; *vi*) el EMI y el *Spread* del EMBI de América Latina sin Argentina; y *vii*) el EMI, el total de depósitos y el *spread* del EMBI de Argentina. En ninguno de los casos, realizando el *test* de cointegración de Johansen, éstas fueron significativas con excepción del último donde es significativa al 1% pero el *spread* del EMBI tiene el signo incorrecto.

También se ha realizado el *test* de Pesaran, Shin y Smith (el mismo se detalla en el anexo 2) para verificar la existencia de una relación entre variables en niveles entre la variable dependiente y un conjunto de regresores, independientemente si los regresores son $I(0)$, $I(1)$ o mutuamente cointegrados. Se ha encontrado que existe una relación de largo plazo entre las variables de los modelos de oferta y demanda, en cambio en los modelos 1, 2 y 3 la inferencia es inconclusa.

IV. MODELOS

Luego se estimó el crédito mediante dos modelos de regresión y un tercero por regresión en dos etapas (2SLS). Aquí no se discrimina entre oferta y demanda sino que se trata de encontrar un modelo que explique el comportamiento y permita obtener predicciones para el crédito. Los modelos se presentan en el cuadro A.3, del anexo 1. Luego se estimaron modelos para la oferta y demanda por separado que se presentan en el cuadro A.5, del anexo 1. Todos ellos se estimaron con la metodología que va “de lo general a lo particular”.

Modelo 1

En este modelo (con la variable explicada en diferencias) quedaron como variables explicativas el logaritmo del EMI en diferencia con un rezago, la tasa activa en diferencia, las obligaciones con entidades financieras del exterior como diferencia de orden dos, el *spread* del EMBI de América Latina sin Argentina rezagada dos períodos, la tasa Libor rezagada dos períodos, el crédito al sector público como porcentaje del crédito total y la integración como porcentaje de los depósitos, se agregaron además variables *dummy* estacionales para los meses marzo, abril, agosto y diciembre.

Modelo 2

En este modelo (con la variable explicada en diferencias) quedaron como variables explicativas las mismas que en el modelo 1 sólo que la tasa activa está definida como diferencia de la tasa activa con la tasa Libor y el *spread* del EMBI de América Latina sin Argentina (como para extraer de la tasa el efecto contagio) y se agregó otra variable obtenida como los residuos de la regresión del *spread* del EMBI de Argentina con el *spread* del EMBI de América Latina sin Argentina (aquí también se quiso aislar el efecto del riesgo exclusivo de Argentina). Las variables *dummy* estacionales correspondieron también a los meses de marzo, abril, agosto y diciembre.

Modelo 3

Este modelo es similar al modelo 1 pero se tuvo en cuenta que posiblemente exista un sesgo debido a la endogeneidad de la tasa de interés activa y del PIB (en este caso el EMI). Por lo tanto se requiere una ecuación adicional para la tasa y otra para el EMI y luego se estima el modelo en dos etapas (2SLS). La tasa activa también depende del nivel de actividad y por lo tanto en lugar del EMI se utilizó una estimación obtenida a partir del *spread* del EMBI de América Latina sin Argentina, la variable obtenida como los residuos de la regresión del *spread* del EMBI de Argentina con el *spread* del EMBI de América Latina sin Argentina y un índice de inversión.

Para la tasa activa, en diferencia, se estimó un modelo que depende de la diferencia rezagada un período, del EMI rezagado un período, de la diferencia del *spread* del EMBI de América Latina sin Argentina y de la variable obtenida como los residuos

de la regresión del *spread* del EMBI de Argentina con el *spread* del EMBI de América Latina sin Argentina como diferencia de orden 2.

En los tres modelos se puede observar que las variables tienen los signos esperados (ver cuadro A.3, del anexo 1) además comparando la variabilidad de los residuos y la de la variable explicada se tiene que los modelos explican el 49%, 44% y 48% respectivamente de la variabilidad original. En cuanto a los residuos los mismos no presentan autocorrelación, ni heteroscedasticidad y no difieren significativamente de una distribución normal.

En la gráfica A.II, del anexo 1, se pueden observar, para los tres modelos, las predicciones fuera y dentro de la muestra para el período enero-octubre de 2000. Nótese que ambas predicciones pronostican una menor caída del crédito de la que realmente ocurrió para los primeros meses, pero a partir de mayo el pronóstico fuera de la muestra y en los dos últimos meses el pronóstico dentro de la muestra son más bajos que el valor de la serie. Se puede agregar también que las predicciones dentro de la muestra pronostican una caída menor a las realizadas fuera de la muestra. Si se desea cuantificar lo previamente descrito se puede decir que los modelos 1, 2 y 3 en sus pronósticos fuera de la muestra y dentro de la muestra predicen respectivamente 3.19%, 5.93%, 3.27%, 0.26%, 0.66% y 0.29% más caída de la realmente ocurrida (en octubre de 2000).

En el cuadro A.4, del anexo 1, se puede ver cuanto de la caída del crédito explicada por los modelos se puede atribuir a cada variable. De acuerdo a los valores del cuadro el mayor efecto se debe a caída en las obligaciones con entidades financieras del exterior, luego al aumento de la tasa Libor y en tercer lugar está el crédito al sector público como porcentaje del crédito total o la tasa activa, según el modelo.

Modelos que consideran la oferta y demanda de crédito en forma individual

En la sección anterior se estimaron modelos para el crédito al sector privado no financiero con el objeto de obtener un ajuste y pronósticos óptimos, sin individualizar expresamente si está referido a la demanda o a la oferta del mismo.

En esta sección se han estimado individualmente un modelo para la demanda y otro para la oferta del crédito, en los mismos se tuvo en cuenta además la endogeneidad de la tasa de interés activa (los modelos fueron estimados en dos etapas: 2SLS, esti-

mando para la tasa activa el mismo modelo que en el modelo 3). (Ver cuadro A.5, del anexo 1.)¹

Demanda

Para estimar la demanda de crédito se tuvo en cuenta el comportamiento de algunas variables macro. En este modelo se estima la demanda de crédito con la variable explicada en diferencias (ver cuadro A.5, del anexo 1). Quedan como variables explicativas la variable explicada rezagada uno, dos y cuatro períodos, el logaritmo del EMI con un rezago, el EMBI de Argentina, la tasa activa en diferencia, un índice de inversión, el desempleo en diferencia,² el índice Merval rezagado tres períodos y *dummies* estacionales para agosto y diciembre.

Oferta

Para estimar la oferta de crédito se consideraron algunas variables macro y variables relativas al sistema financiero. En este modelo se estima la oferta de crédito con la variable explicada en diferencias (ver cuadro A.5, del anexo 1). Quedan como variables explicativas la integración como porcentaje de los depósitos con uno y dos rezagos, la tasa activa en diferencia, el crédito al sector público como porcentaje del crédito total, la cartera irregular como porcentaje de las financiaciones, el logaritmo del total de depósitos como diferencia, las obligaciones con entidades financieras del exterior como porcentaje del total de depósitos como diferencia de orden dos, el *spread* del EMBI de América Latina sin Argentina rezagada dos períodos y *dummies* estacionales para agosto y diciembre.

En ambos modelos los residuos no presentan autocorrelación ni heteroscedasticidad y no difieren significativamente de una distribución normal (referido al 1% de signif.). En cuanto a la variabilidad explicada el modelo de la demanda explica el 38% y el de la oferta de crédito el 51% de la variabilidad de la tasa de crecimiento del crédito.

Cuando se realizan las predicciones fuera y dentro de la muestra, para el período enero-octubre de 2000, se observa

¹ En estos modelos se aplicó la metodología de general a particular al grupo de variables específicas para cada caso.

² Esta variable no presenta una medición mensual sino en la mayor parte del período posee dos mediciones anuales y a veces tres. Se repitieron los valores de cada medición hasta la medición siguiente.

que en el modelo de la oferta los pronósticos tienen menor caída que la realmente ocurrida y en el de la demanda ésta es mayor para la predicción fuera de la muestra pero es menor a la obtenida en los tres modelos de la sección anterior (ver gráfica A.II, del anexo 1). Por ejemplo, en el mes de octubre la función de oferta predice 2.43% y 1.32% por arriba del valor verdadero con las predicciones fuera y dentro de la muestra respectivamente. Para el mismo mes la función de demanda predice caídas del 2.33% y 0.21% mayores a la caída realmente ocurrida si se consideran las predicciones fuera y dentro de la muestra.

Créditos comerciales y créditos al consumo

También se han realizado estimaciones de los créditos comerciales y créditos al consumo desde el punto de vista de la demanda.³

Para los créditos comerciales se estimó un modelo en diferencias y las variables explicativas son: la variable dependiente en nivel con un rezago, el logaritmo del EMI con dos rezagos, la tasa activa contemporánea y con un rezago, un índice de inversión con un rezago, la tasa Libor, el desempleo, la variable obtenida de la regresión del *spread* del EMBI de Argentina (ver modelo 3) y *dummies* estacionales para enero, marzo y mayo (ver cuadro A.7, del anexo 1).

Para los créditos al consumo el modelo también se estimó en diferencias con variables explicativas: el logaritmo del EMI con uno y dos rezagos, el EMBI de Argentina, la tasa activa, el índice de inversión contemporáneo y con dos rezagos, la variable obtenida de la regresión del *spread* del EMBI de Argentina (ver modelo 3), y *dummies* estacionales para mayo y los meses desde julio hasta noviembre (véase cuadro A.7, del anexo 1).

Al realizar las predicciones fuera y dentro de la muestra, para el período enero-octubre de 2000, se observa que en general ambos modelos los pronósticos tienen menor caída que la realmente ocurrida (ver gráfica A.IV, del anexo 1). Por ejemplo, en el mes de octubre el modelo de créditos comerciales predice 0.89% por arriba y 0.45% por debajo del valor verdadero con las predicciones fuera y dentro de la muestra respectivamente. Para el mismo mes el modelo de créditos al consumo predice valores 2.77% y 0.15% menores a los valores observados si se consideran las predicciones fuera y dentro de la muestra.

³ En estos modelos se aplicó la metodología de general a particular al grupo de variables específicas para la demanda.

En ambos modelos los residuos no presentan autocorrelación ni heteroscedasticidad y su distribución no difiere significativamente de una distribución normal.

Estabilidad de los coeficientes

Para analizar la estabilidad de los coeficientes, es decir si es estable la relación entre las variables explicativas y la explicada por una parte se presentan las estimaciones realizadas en dos períodos (con un corte en junio de 1997), tanto para los modelos 1, 2 y 3 como para los modelos de oferta y demanda. Se puede observar que los valores de los coeficientes no son muy diferentes aunque algunas variables pierden significatividad en el segundo período como la tasa Libor en los tres modelos, la tasa activa en el modelo 2 y el crédito al sector público como porcentaje del crédito total en los tres modelos en el primer período (ver cuadro A.8, del anexo 1). En el modelo de demanda el EMI, el EMBI y el cuarto rezago de la variable dependiente pierden significatividad en el segundo período. En el modelo de oferta la integración como porcentaje de los depósitos y el total de depósitos pierden significatividad en el segundo período (ver cuadro A.9, del anexo 1). Sin embargo, en forma global se puede decir que en conjunto los coeficientes no son significativamente diferentes al 1%, como se observa en el cuadro 3.

CUADRO 3. CHOW BREAKPOINT TEST: 1997:06

<i>Modelo</i>	<i>F-stat.</i>	<i>P-value</i>
Modelo 1	1.527	0.138
Modelo 2	1.934	0.044
Modelo 3	1.676	0.093
Demanda	1.593	0.119
Oferta	1.457	0.172

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se realizó un estudio de la evolución del crédito en la Argentina en la época posterior a la implementación del Plan de Convertibilidad.

Desde la implementación del Plan hasta fines de 1994, el crédito al sector privado no financiero presentó un crecimiento considerable, luego presenta una caída en el año 1995 como consecuencia de la crisis del tequila. En el año 1996 comienza a

recuperarse y a crecer hasta mediados de 1998 en que se mantiene por un tiempo hasta principios de 1999 cuando comienza a caer nuevamente y no presenta una recuperación notable hasta el presente.

En el trabajo se trató de encontrar y estimar algunos de los causales de dicha disminución así como también medir la influencia de cada uno de ellos. En primer lugar, se explica el crédito al sector privado en modelos estimados con la metodología de general a particular y con mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas teniendo en cuenta la endogeneidad de la tasa activa. Se utilizaron variables como el EMI (un estimador del PIB dado que obtiene en forma mensual), la tasa activa, las obligaciones con entidades financieras del exterior, el *spread* del EMBI de América Latina sin Argentina, la tasa Libor, el crédito al sector público como porcentaje del crédito total y la integración como porcentaje de los depósitos. Los modelos explican respectivamente el 49%, 44% y 48% de la variabilidad original.

Se comprobó que en orden de importancia influyeron sobre la caída del crédito: las obligaciones con entidades financieras del exterior, la tasa Libor la tasa activa y el crédito al sector público como porcentaje del crédito total (por ejemplo, tomando el modelo 3 explican el 46%, 14%, 13% y el 9% de la caída respectivamente).

También se consideraron modelos donde se estimaron la oferta y la demanda de crédito al sector privado por separado. En este caso se incorporaron a las variables explicativas un índice de inversión, el desempleo, el Merval, la cartera irregular como porcentaje de las financiaciones y el total de depósitos. En este caso los modelos explican respectivamente el 51% y 38% de la variabilidad original.

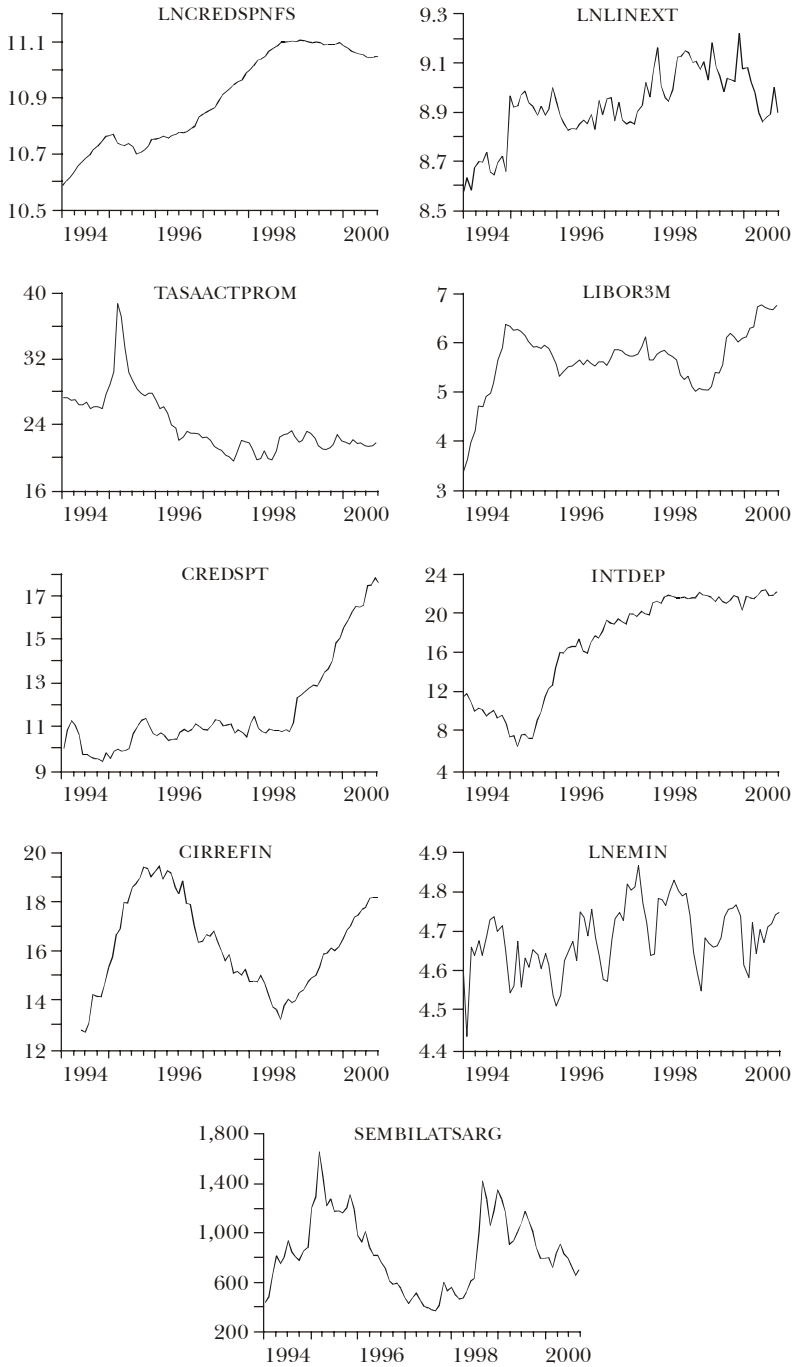
Se analizó además la evolución de los créditos al consumo y los créditos comerciales en forma separada con las variables explicativas consideradas en los modelos anteriores, en este caso los modelos explican el 30% y el 42% de la variabilidad original.

Dado que además del interés que presenta explicar el comportamiento del crédito se desea obtener pronósticos, fueron realizadas predicciones con los modelos estimados. Las predicciones fuera de la muestra, con excepción de las del modelo de oferta y el de los créditos comerciales, dan mayor caída a la realmente ocurrida, las predicciones dentro de la muestra prácticamente no difieren de los valores reales.

CUADRO A. 1. MATRIZ DE CORRELACIÓN, ENERO DE 1994-OCTUBRE DE 2000

	LNCREDSPNFS	LNLNEXT	TASACTROM	LIBOR3M	CREDSPT	INTDEP	GIRREFIN	LINEMIN	SEMBLATSAR
LNCREDSPNFS	1.000	0.716	-0.682	0.100	0.624	0.883	-0.383	0.392	-0.112
LNLNEXT	0.716	1.000	-0.257	-0.017	0.323	0.558	-0.145	0.019	0.226
TASACTROM	-0.682	-0.257	1.000	0.075	-0.406	-0.870	0.258	-0.551	0.657
LIBOR3M	0.100	-0.017	0.075	1.000	0.538	0.005	0.434	0.060	-0.060
CREDSPT	0.624	0.323	-0.406	0.538	1.000	0.587	0.225	0.096	-0.069
INTDEP	0.883	0.558	-0.870	0.005	0.587	1.000	-0.190	0.428	-0.406
GIRREFIN	-0.383	-0.145	0.258	0.434	0.225	-0.190	1.000	-0.366	0.074
LINEMIN	0.392	0.019	-0.551	0.060	0.096	0.428	-0.366	1.000	-0.436
SEMBLATSAR	-0.112	0.226	0.657	-0.060	-0.069	-0.406	0.074	-0.436	1.000

GRÁFICA A. I



CUADRO A. 2. TEST DE PHILLIPS-PERRON (3 REZAGOS)

	<i>P-P Test stat.</i>	<i>Significativo</i>
Series en niveles		
Ln Crédito	-2.335	
Ln EMI	-3.840	(*)
Ln Oblig. Ent. Fin. Ext.	-2.938	
Sembi Lat sin Arg.	-2.235	
Libor	-2.058	
Activa	-1.837	
Credpub/Credtot	0.181	
Integ/Dep Tot	-0.629	
Merval	-2.227	
EMBI Arg.	0.008	
Inverind	-3.892	(*)
Cirrefin	-1.717	
Ln Dep Tot	-2.247	
Primera diferencia		
Ln Crédito	-4.806	(*)
Ln EMI	-12.858	(*)
Ln Oblig. Ent. Fin. Ext.	-12.293	(*)
Sembi Lat. Sin Arg..	-7.456	(*)
Libor	-6.955	(*)
Activa	-7.422	(*)
Credpub/Credtot	-8.069	(*)
Integ/Dep Tot	-9.397	(*)
Merval	-8.436	(*)
EMBI Arg.	-7.094	(*)
Inverind	-13.386	(*)
Cirrefin	-7.351	(*)
Ln Dep Tot	-4.664	(*)

NOTA: Hipótesis nula: existencia de una raíz unitaria; valor crítico 1 %: -3.5015.

CUADRO A. 3. VARIABLE DEPENDIENTE: D(LNCREDSPNFS) Y MODELOS, MARZO DE 1994-OCTUBRE DE 2000

<i>Variables</i>	<i>Modelo 1 (OLS)</i>	<i>Modelo 2 (OLS)</i>	<i>Modelo 3 (OLS)</i>
C	0.05052 (0.00000)	0.04808 (0.00000)	0.04986 (0.00000)
D[LNCREDSPNFS(-1)]	0.14021 (0.08631)	0.09782 (0.26528)	0.14528 (0.07778)
D[LNEMI(-1)]	0.04297 (0.00287)	0.03407 (0.02424)	0.05098 (0.00393)
D[TASAACTPROM] ^a	-0.00242 (0.00008)	-0.00078 (0.03944)	-0.00268 (0.00017)
LNLINEXT-LNLINEXT(-2)	0.02963 (0.00052)	0.03445 (0.00023)	0.02983 (0.00051)
SEMBILATSARG(-2)	-0.00162 (0.00000)	-0.00151 (0.00000)	-0.00162 (0.00000)

(sigue)

CUADRO A. 3 (concluye)

<i>Variables</i>	<i>Modelo 1 (OLS)</i>	<i>Modelo 2 (OLS)</i>	<i>Modelo 3 (OLS)</i>
LIBOR3M(-2)	-0.00401 (0.00156)	-0.00365 (0.00000)	-0.00388 (0.00243)
CREDSP/CREDITOT	-0.00078 (0.03084)	-0.00084 (0.04357)	-0.00078 (0.03095)
INTDEP-INTDEP(-2)	0.00165 (0.03540)	0.00278 (0.00067)	0.00153 (0.05658)
ARGENTINA-LATINOAM.		-0.00001 (0.14750)	
R-squared	0.7746	0.7390	0.7731
Adjusted R-squared	0.7342	0.6876	0.7325
S.E. of regression	0.0055	0.0060	0.0056
Sum squared resid	0.0021	0.0024	0.0021
Log likelihood	309.1484	303.2875	
Durbin-Watson stat	1.7546	1.7761	1.7506
Mean dependent var	0.0056	0.0056	0.0056
S.D. dependent var	0.0108	0.0108	0.0108
B-G serial correl. LM test (2 lags)	1.0378 (0.36001)	0.9503 (0.39201)	2.3691 (0.10160)
White heterosc. test	1.0606 (0.41256)	1.1597 (0.31863)	1.0585 (0.41474)
J-B normality test	4.7142 (0.09469)	3.6304 (0.16280)	4.5899 (0.10077)

NOTA: p-value entre paréntesis.

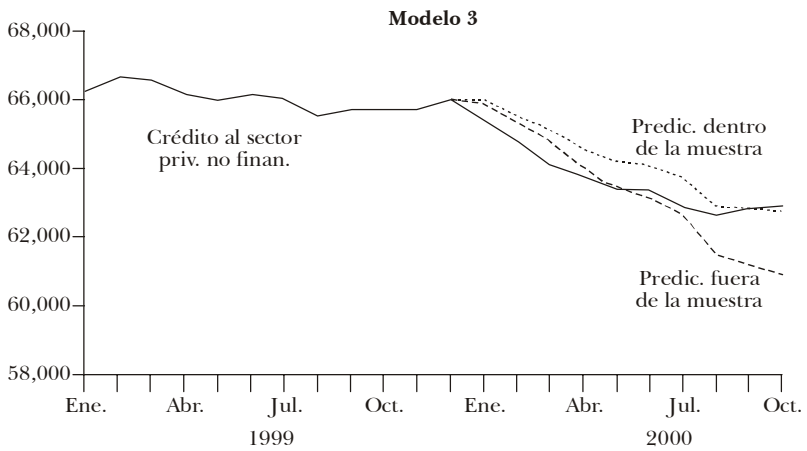
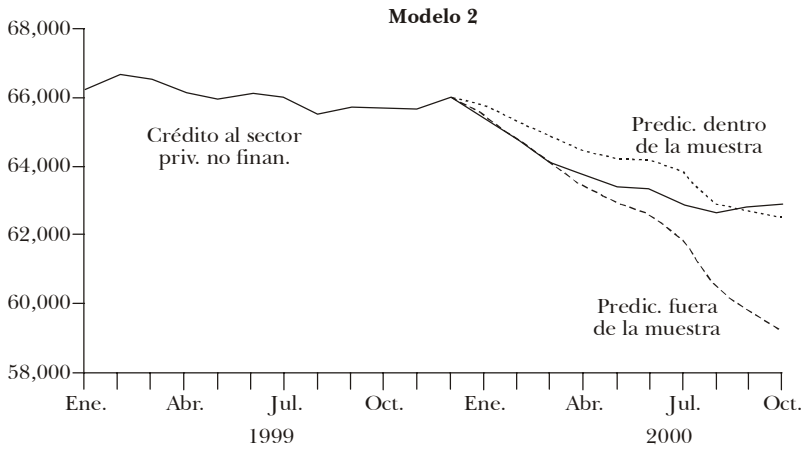
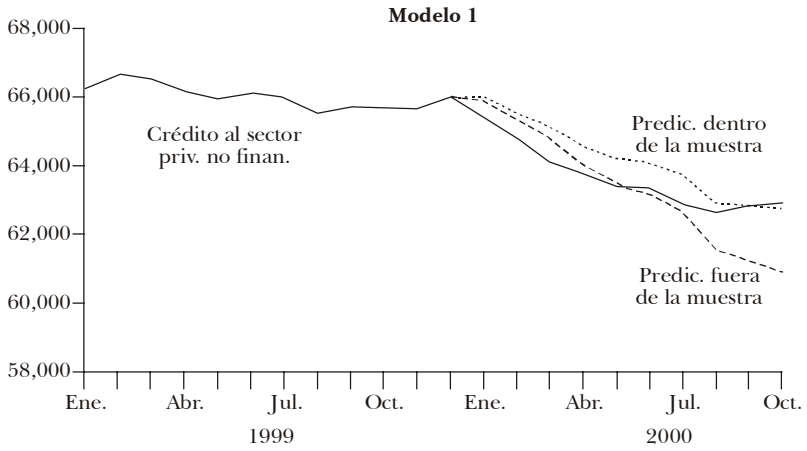
^a Varía la definición según el modelo.

CUADRO A. 4. EFECTOS A LARGO PLAZO, PRODUCIDO POR EL CAMBIO DE LA VARIABLE ENTRE OCTUBRE DE 200 Y DICIEMBRE DE 1999, SOBRE EL CRÉDITO (en porcentaje)

<i>Mod. oct. 2000</i>	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>
EMI	0.89	0.54	3.02
TASAACTPROM ^a	11.51	2.35	12.76
LINEXT	-46.02	-40.83	-46.36
SEMBILATSARG	6.62	5.18	7.26
LIBOR3M	-14.76	-10.27	-14.31
CREDSP/CREDITOT	-9.23	-7.53	-9.27
INTEG./DEPTOT	4.24	5.44	3.93
ARGENT-LATINN.		-7.95	
<i>Dummies</i>	-53.24	-46.93	-57.04
Modelo	-100.00	-100.00	-100.00
<i>Modelo (val. abs.)</i>	-52.27	-65.27	-52.24

^a Cambia la definición según el modelo.

GRÁFICA A. II

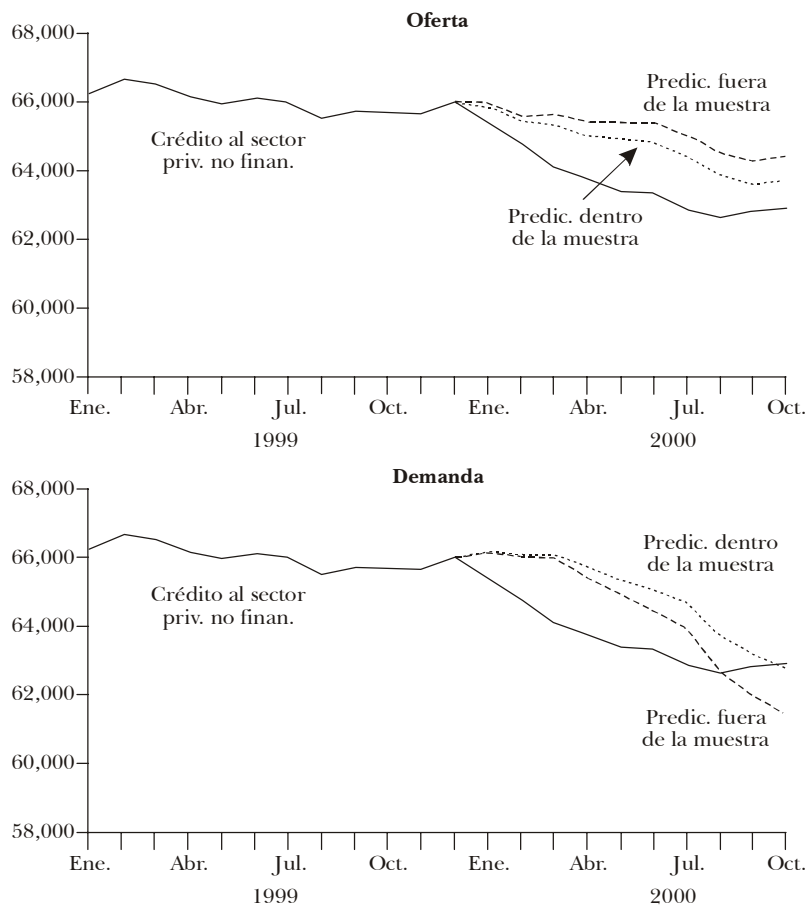


CUADRO A. 5. VARIABLE DEPENDIENTE: D(LNCREDSPNFS), DEMANDA Y OFERTA, ENERO DE 1994-OCTUBRE DE 2000

<i>Variables</i>	<i>Demanda (2SLS)</i>	<i>Variables</i>	<i>Oferta (2SLS)</i>
C	-20.02089 (0.00202)	C	0.05149 (0.00000)
D[LNCREDSPNFS(-1)]	0.30193 (0.00202)	INTDEP(-1)	0.00147 (0.15035)
D[LNCREDSPNFS(-2)]	0.18148 (0.04772)	INTDEP(-2)	-0.00202 (0.05019)
D[LNCREDSPNFS(-4)]	0-11763 (0.22832)	D(TASAACTPROM) ¹	-0.00081 (0.35019)
D[LNEMI(-1)]	0.01696 (0.18612)	D(CREDSPT)	-0.00733 (0.00245)
EMBIARG	-0.00005 (0.00709)	CART IRREG/FINAN	-0.00486 (0.00187)
D(TASAACTPROM)	-0.00463 (0.00000)	CART IRREG/FINAN(-2)	0.00302 (0.03268)
INVERIND	0.00019 (0.00825)	D(LNDEPTOT)	0.29667 (0.00023)
D(DESEMP)	-0.00152 (0.12748)	LINEXT/DEP-LINEXT/DEP(-2)	0.00199 (0.00256)
MERVAL(-3).	0.00002 (0.01593)	SEMBILATSARG(-2)	0.00086 (0.00130)
R-squared	0.6758	R-squared	0.7982
Adjusted R-squared	0.6248	Adjusted R-squared	0.7629
S.E. of regresion	0.0068	S.E. of regresion	00052
Sum squared resid	0.0032	Sum squared resid	0.0017
Durbin-Watson stat	1.6472	Durbin-Watson stat	1.8121
Mean dependent var	0.0060	Mean dependent var	0.0043
S.D. dependent var	0.0110	S.D. dependent var	0.0107
B-G serial correl. LM test (2 lags)	3.6004 (0.03264)	B-G serial correl. LM test (2 lags)	0.0666 (0.93566)
White heterosc. test	1.8663 (0.03260)	White heterosc. test	1.0231 (0.45287)
J-B normality test	3.8723 (0.14426)	J-B normality test	7.6271 (0.02207)

NOTA: p-value entre paréntesis.

GRÁFICA A. III



CUADRO A. 6. VARIABLE DEPENDIENTE: D(TASAACPROM), MODELO 3, OFERTA Y DEMANDA, ENERO DE 1994-OCTUBRE DE 2000

<i>Variables</i>	<i>Modelo 3 y, Oferta y Demanda</i>
C	-13.72594 (0.00229)
D[TASAACPROM(-1)]	0.10336 (0.10024)
LNEMI(-1)]	2.89126 (0.00261)
D(SEMBILATSARG)	0.00186 (0.00562)
ARG-LAT-ARG-LAT(-2)	0.00165 (0.05881)

(sigue)

CUADRO A. 6 (concluye)

<i>Variables</i>	<i>Modelo 3 y, Oferta y Demanda</i>
DUM9503	7.83366 (0.00000)
DUM9505	-2.19143 (0.00520)
R-squared	0.7550
Adjusted R-squared	0.7319
S.E. of regresion	0.6622
Sum squared resid	32.4511
Durbin-Watson stat	1.7369
Mean dependent var	-0.0712
S.D. dependent var	1.2789

NOTA: p-value entre paréntesis.

CUADRO A. 7. COMERCIALES Y CONSUMO, ENERO DE 1995-OCTUBRE DE 2000

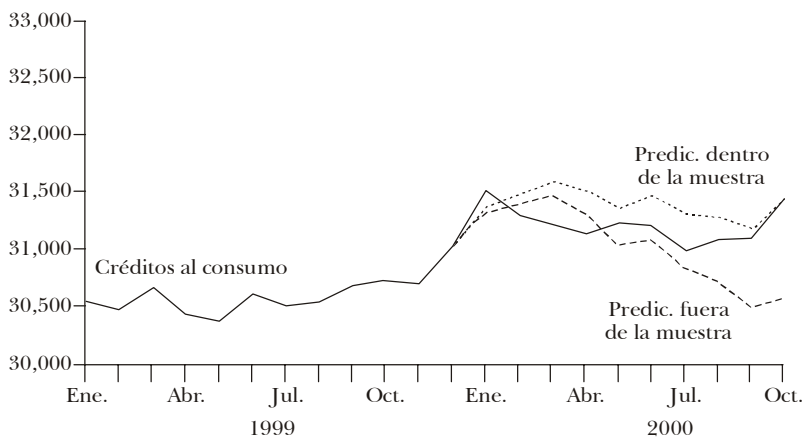
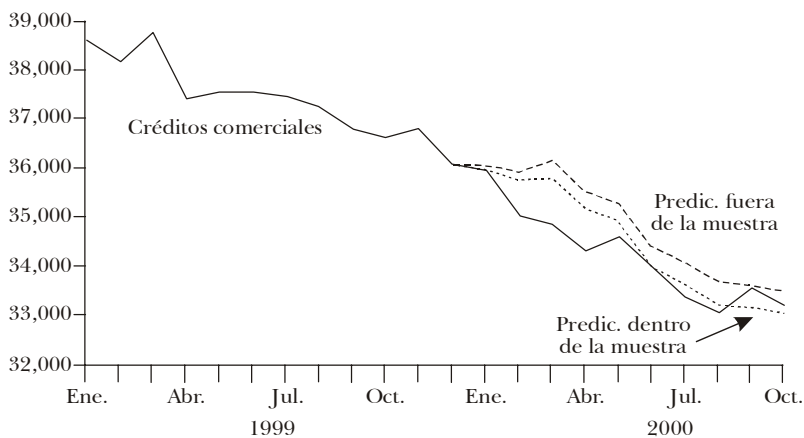
<i>Variable dependiente:</i> <i>D(LNCOMERCIALS)</i> <i>Variables</i>	<i>Comerciales</i> <i>(2SLS)</i>	<i>Variable dependiente:</i> <i>D(LNCONSUMOS)</i> <i>Variables</i>	<i>Consumo</i> <i>(2SLS)</i>
C	-2.97274 (0.00000)	C	-0.33953 (0.00129)
LNCOMERCIALS(-1)	-0.299.50 (0.00000)	LNEMI	0.03313 (0.05556)
LNEMI(-2)	0.06720 (0.01506)	LNEMI(-2)	0.05541 (0.01718)
TASAACTPROM	-0.00872 (0.00001)	EMBIARG	-0.00013 (0.00014)
TASAACTPROM (-1)	0.00510 (0.00213)	TASAACTPROM	-0.00210 (0.00001)
INVERIND(-1)	0.00053 (0.00179)	INVERIND	0.00034 (0.00091)
LIBOR3M	-0.00484 (0.00584)	INVERIND(-2)	-0.00023 (0.07112)
DESEMP	-0.00484 (0.00584)		
ARGENTINA-LATINOAM.	-0.00002 (0.22064)	ARGENTINA-LATINOAM(-1)	0.00003 (0.00078)
R-squared	0.5900	R-squared	0.7233
Adjusted R-squared	0.5123	Adjusted R-squared	0.6591
S.E. of regresion	0.0117	S.E. of regresion	0.0064
Sum squared resid	0.0080	Sum squared resid	0.0023
Durbin-Watson stat	2.0893	Durbin-Watson stat	2.1299

(sigue)

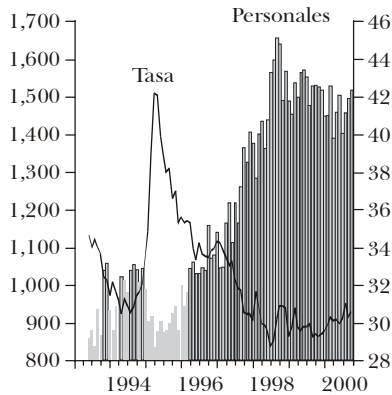
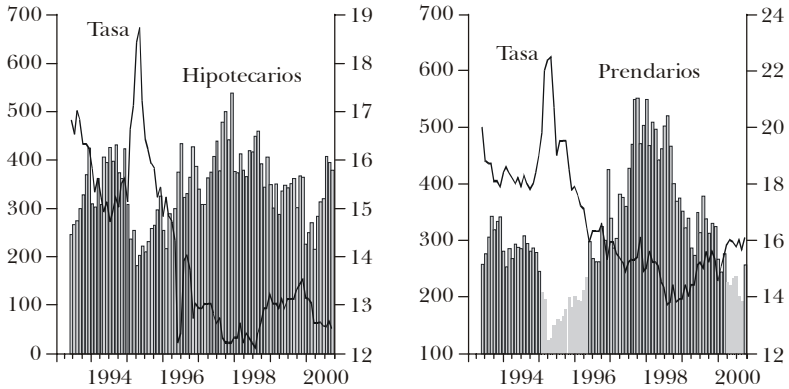
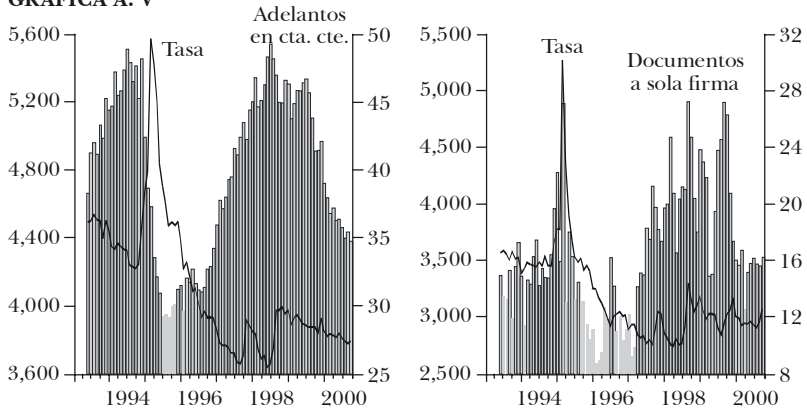
CUADRO A. 7 (concluye)

<i>Variable dependiente:</i> <i>D(LNCOMERCIALS)</i> <i>Variables</i>	<i>Comerciales</i> <i>(2SLS)</i>	<i>Variable dependiente:</i> <i>D(LNCONSUMOS)</i> <i>Variables</i>	<i>Consumo</i> <i>(2SLS)</i>
Mean dependent var	0.0014	Mean dependent var	0.0072
S.D. dependent var	0.0168	S.D. dependent var	0.0110
B-G serial correl. LM test (2 lags)	1.2735 (0.28782)	B-G serial correl. LM test (2 lags)	2.0998 (0.13237)
White heterosc. test	1.1320 (0.35089)	White heterosc. test	1.0816 (0.39689)
J-B normality test	25376 (0.28117)	J-B normality test	1.2337 (0.53965)

NOTA: p-value entre paréntesis.

GRÁFICA A. IV

GRÁFICA A. V



NOTA: Montos en millones y tasas en porcentaje nominal anual.

CUADRO A. 8. VARIABLE DEPENDIENTE: D(LNCREDSPNFS), 1994-2000

Variables	Modelo 1 (OLS)		Modelo 2 (OLS) ^b			Modelo 3 (2SLS) ^c		
	a	b	a	b	c	a	b	c
C	0.07179 (0.01229)	0.02335 (0.1229)	0.05142 (0.09398)	0.04304 (0.16989)	0.07165 (0.01256)	0.05142 (0.09398)	0.04304 (0.16989)	0.07165 (0.01256)
D(LNCREDSPNFS(-1))	0.04998 (0.65987)	0.00632 (0.96739)	-0.05366 (0.163104)	0.06087 (0.71733)	0.05493 (0.63096)	-0.05366 (0.163104)	0.06087 (0.71733)	0.05493 (0.63096)
D(LNEMI(-1))	0.05614 (0.01532)	0.03054 (0.10589)	0.04136 (0.06233)	0.01834 (0.35831)	0.006151 (0.01584)	0.05614 (0.01532)	0.03054 (0.10589)	0.006151 (0.01584)
D(TASAACTPROM) (1)	-0.00255 (0.00263)	-0.00244 (0.04635)	-0.00125 (0.04149)	-0.00035 (0.48010)	-0.00268 (0.00359)	-0.00255 (0.00263)	-0.00244 (0.04635)	-0.00268 (0.00359)
LN(LINEXT-LN(LINEXT(-2)))	0.03792 (0.03154)	0.02390 (0.00987)	0.04425 (0.01463)	0.02151 (0.03090)	0.03950 (0.02803)	0.03792 (0.03154)	0.02390 (0.00987)	0.03950 (0.02803)
SEMBILATSARG(-2)	-0.00189 (0.00111)	-0.00088 (0.02434)	-0.00176 (0.00302)	-0.00062 (0.33291)	-0.00189 (0.00189)	-0.00189 (0.00111)	-0.00088 (0.02434)	-0.00189 (0.00189)
LIBOR3M(-2)	-0.00495 (0.40079)	0.00300 (0.39754)	-0.00214 (0.36225)	0.00244 (0.55813)	-0.00487 (0.01814)	-0.00495 (0.40079)	0.00300 (0.39754)	-0.00487 (0.01814)

CREDSPI/CREDITOT	-0.00197 (0.40079)	-0.00227 (0.01630)	-0.00139 (0.58402)	-0.00216 (0.06343)	-0.00201 (0.39384)	-0.00249 (0.01340)
INTDEP-INTDEP(-2)	0.00199 (0.12400)	0.00175 (0.24608)	0.00224 (0.10878)	0.00224 (0.16726)	0.00199 (0.12519)	0.00155 (0.31779)
ARGENTINALATINOAM			-0.00004 (0.01000)	0.00001 (0.55982)		
R-squared	0.8240	0.8378	0.8300	0.8162	0.8325	0.8336
Adjusted R-squared	0.7458	0.7657	0.7449	0.7243	0.7451	0.7597
S.E. of regression	0.0062	0.0041	0.0062	0.0045	0.0062	0.0042
Sum squared resid	0.0010	0.0005	0.0010	0.0005	0.0011	0.0005
Log likelihood	154.2261	170.7185	154.9144	168.2240		
Durbin-Watson stat	1.4778	1.9338	1.6499	1.8671	1.4815	1.9368
Mean dependent var	0.0077	0.0035	0.0077	0.0036	0.0077	0.0035
S.D. dependent var	0.0124	0.0085	0.0124	0.0085	0.0124	0.0085

NOTA: p-value entre paréntesis.

^a Abril de 1994-junio de 1997. ^b Julio de 1997-octubre de 2000. ^c Agosto de 1994-junio de 1997. ^d Varía la paréntesis el modelo.

CUADRO A. 9. DEMANDA Y OFERTA CON LA VARIABLE DEPENDIENTE: D(LNCREDSPNFS), 1994-2000

	Demanda (2SLS)		Variables	Oferta (2SLS)	
	a	b		a	b
C	-0.02089 (0.00202)	-0.02562 (0.30463)	C	0.05149 (0.00000)	0.06712 (0.00842)
D(LNCREDSPNFS(-1))	0.30193 (0.00128)	0.20825 (0.26491)	INTDER(-1)	0.00147 (0.15035)	-0.00168 (0.32888)
D(LNCREDSPNFS(-2))	0.18148 (0.04772)	0.20048 (0.23536)	INTDER(-2)]	-0.00202 (0.05019)	-0.00015 (0.93462)
D(LNCREDSPNFS(-4))	-0.11763 (0.22832)	-0.00812 (0.96157)	D(TASAACTPROM)	-0.00081 (0.35019)	-0.00211 (0.27200)
D(LNEMI(-1))	0.01696 (0.18612)	0.00146 (0.94603)	D(CREDSPT)	-0.00733 (0.00245)	-0.00666 (0.01401)
EMBIARG	-0.00005 (0.00709)	-0.00001 (0.89422)	CART IRREG/FINAN	-0.00486 (0.00187)	-0.00779 (0.00258)
D(TASAACTPROM)	-0.00463 (0.00000)	-0.00021 (0.93671)	CART IRREG/FINAN(-2)	0.00302 (0.03268)	0.00645 (0.02283)
INVERIND	0.00019 (0.00825)	0.00016 (0.15448)	D(LNDEFTO)	0.29667 (0.00023)	0.11507 (0.37899)

D(DESEMP)	-0.00152 (0.12748)	0.00131 (0.47072)	LINEXT/DEP-INEX/DEPT	0.00199 (0.00256)	0.00163 (0.04473)
MERVAL(-3)	0.00002 (0.01593)	0.00002 (0.04567)	SEMBILATSARG(-2)	0.00086 (0.00130)	0.43178 (0.00130)
R-squared	0.6758	0.7103	R-squared	0.7982	0.8171
Adjusted R-squared	0.6248	0.5965	Adjusted R-squared	0.7629	0.7453
S.E. of regression	0.0068	0.0052	S.E. of regression	0.0052	0.0043
Sum squared resid	0.0032	0.0008	Sum squared resid	0.0017	0.0005
Durbin-Watson stat	1.6472	1.7803	Durbin-Watson stat	1.8121	1.6491
Mean dependent var	0.0060	0.0035	Mean dependent var	0.0049	0.0035
S.D. dependent var	0.0110		S.D. dependent var	0.0107	0.0085

NOTA: p-value entre paréntesis.

^a Marzo de 1994-junio de 1997. ^b Julio de 1997-octubre de 2000.

Anexo 2

TEST DE PESARAN, SHIN Y SMITH

El *test* de Pesaran *et al.* es un nuevo enfoque para verificar la existencia de una relación de largo plazo entre variables en niveles, entre una variable dependiente y un conjunto de regresores, se aplica independientemente del orden de integración de los regresores, es decir es intrascendente si son $I(0)$, $I(1)$ o mutuamente cointegrados. El estadístico que se emplea es el de Wald o el F de una regresión del tipo Dickey-Fuller generalizado, empleado para verificar la significatividad de variables en niveles rezagadas en una ecuación de corrección de errores. Pesaran *et al.* muestran que las distribuciones asintóticas de ambos estadísticos son no estándar bajo la hipótesis nula que supone la existencia de una relación de largo plazo entre las variables incluidas independientemente si los regresores son $I(0)$, $I(1)$ o mutuamente cointegrados.

Los autores han calculado dos *tests* de valores críticos para los dos casos polares: si todas las variables son $I(1)$ o si todas las variables son $I(0)$. Si el F calculado o el Wald cae fuera de los límites establecidos se puede inferir que las variables siguen una relación de largo plazo independientemente del orden de integración de los regresores; en cambio si el estadístico cae dentro de los límites entonces se necesitaría conocer el orden de integración de los regresores. Dentro de los supuestos es posible incluir o no la presencia de una tendencia determinística.

Se realizó el *test* para los diversos modelos presentados previamente y se incluyó una tendencia.

Para realizar el *test* se estima la ecuación que se señala a continuación:

$$\Delta y_t = \alpha + \varphi t + \lambda y_{t-1} + \beta W_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta Z_{t-j} + \delta \Delta W_t + \varepsilon_t$$

donde $Z_t = (y_t, W_t)$, W_t son las variables explicativas y β es un vector de parámetros.

La hipótesis nula es: $H_0: \lambda = \beta = 0$.

El número de rezagos utilizados fue 2 de acuerdo al criterio de Akaike.

Finalmente, en el cuadro A. 10 se presentan los resultados obtenidos. De los valores del cuadro se deduce que en el modelo de oferta y en el de demanda entre las variables existe una relación de largo plazo (al 5% de signif.), en los modelos 1, 2 y 3 la inferencia es inconclusa.

CUADRO A. 10. TEST DE PESARAN, SHIN Y SMITH^a

Modelo	Estad.	No. de varia- bles	0.10		0.05	
			I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Mod.1 y 3	2.7628	8	2.26	3.34	2.55	3.68
Mod. 2	2.6286	9	2.16	3.24	2.43	3.56
Oferta	7.1998	8	2.26	3.34	2.55	3.68
Demanda	2.8035	6	2.53	3.59	2.87	4.00

^a Valores obtenidos de la tabla para modelos con cte y tendencia.

BIBLIOGRAFÍA

- Catao, Luis, *Bank Credit in Argentina in the Aftermath of the Mexican Crisis: Supply or Demand Constrained?*, FMI, marzo de 1997 (Working Paper).
- Cañonero, Gustavo, *Bank Concentration and the Supply of Credit in Argentina*, FMI, abril de 1997 (Working Paper).
- Davidson, Russell, y James G. MacKinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Pres, Inc., 1993.
- Enders, Walter, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- Green, William H., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Inc., 1993.
- Pesaran, M. H, Y. Shin y R. Smith, *Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships*, 2000.

Premio de Banca Central “Rodrigo Gómez”: convocatoria para 2003

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

Publicamos a continuación la convocatoria con las bases para el premio que se otorgará en 2003:

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

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

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

3. El autor o autores de los trabajos que se presenten a concurso deberán ser personas físicas nacionales de los países de los bancos centrales asociados del CEMLA o de los que integran las reuniones de gobernadores de bancos centrales de América Latina¹ y

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

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

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

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

6. Los trabajos deberán enviarse a la dirección del CEMLA (Durango n° 54, México, D. F., 06700) en nueve ejemplares, a más tardar el 15 de enero de 2003 y se procurará obtener la decisión del jurado en un plazo no mayor de noventa días a partir de esa fecha.

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

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

9. El autor o autores del estudio o estudios merecedores del premio cederán los derechos de autor al CEMLA, quien lo o los publicará, procurando que la primera edición de los mismos, en el idioma original, se realice a tiempo para que sea conocida por los gobernadores de bancos centrales de América Latina y de España en su reunión correspondiente al mes de septiembre de 2003.

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



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

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

monetaria

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

Suscripciones y pedidos:

Claudio Antonovich

CEMLA, Departamento de Relaciones públicas

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

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

Telefax: (5255) 5525-4432

E-mail: antonovich@cemla.org

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

COLABORADORES

Bancos centrales

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banque de France
Bank of Canada	Banca d'Italia
Banco de España	Bank of Japan
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Bangko Sentral ng Pilipinas
	Banco de Portugal

Otras instituciones

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