

monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXV, NÚMERO2, ABRIL-JUNIO

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 2, ABRIL-JUNIO DE 2002

Ronald I. McKinnon

105 El patrón dólar mundial y el dilema del tipo de cambio de Asia oriental

Mario Bergara

José A. Licandro

141 Regulación prudencial y ciclos de crédito: un enfoque microeconómico

Sara Gabriela Castellanos

161 El efecto del *corto* sobre la estructura de tasas de interés

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

Ronald I. McKinnon

El patrón dólar mundial y el dilema del tipo de cambio de Asia oriental

Lord Peston me pidió que testificara acerca de la “globalización”: cuáles son sus ramificaciones, tanto positivas como negativas, y si verdaderamente es un nuevo fenómeno o simplemente un rótulo. ¿Son nuestras instituciones internacionales, tales como el Fondo Monetario y la Organización Mundial del Comercio, adecuadas para asegurar que los aspectos positivos superen los negativos? Finalmente, se me encargó contestar la siguiente pregunta de Lord Peston: “¿Qué tiene la globalización para que la gente se muestre tan desasosegada?”.

La indiscutible hegemonía de Estados Unidos es una de las fuentes primarias del desasosiego internacional en el nuevo milenio, del mismo modo que la hegemonía militar y financiera británica causó desasosiego en otros países con la difusión de un comercio internacional más libre en el siglo XIX. Hablando en los términos militares de nuestros días, no hay más que una superpotencia que envía cañoneras (léase portaaviones) para mantener la paz en lugares lejanos, al menos donde sus intereses vitales se hallan involucrados. Luego, está también el agresi-

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, la ponencia de R. I. McKinnon, de la Universidad de Stanford, presentada con el título The World Dollar Standard and the East Asian Exchange Rate Dilema, en el Comité de Asuntos Económicos de la Casa de los Lores, el 11 de diciembre de 2001, en Londres, Reino Unido.

vo y torpe comercialismo de las firmas multinacionales, principalmente estadounidenses, que los otros pueblos ven como una amenaza a su tradicional forma de vida: como por ejemplo cuando los granjeros franceses pusieron fuego a los puestos de hamburguesas MacDonald. Otros países, particularmente los regímenes que obligan a sus pueblos a subordinarse por medio de una anteojera religiosa, consideran que las influencias extranjeras minan sus culturas nacionales.

Sin embargo, esta presentación al Comité de Asuntos Económicos abordará el problema de la hegemonía global estadounidense de manera muy diferente, que a primera vista podría parecer un ejercicio arcano en economía monetaria. En ausencia de un dinero internacional común (como el oro en el siglo XIX), el cada vez más amplio ámbito del comercio y las finanzas internacionales hoy en día acentúa una asimetría por entero natural entre las monedas nacionales. Un dinero central particularmente fuerte (o moneda clave) se vuelve dominante, de la manera en que el dólar de Estados Unidos ahora domina en una escala mundial fuera de Europa, y de la misma manera que marco alemán dominó en el seno de Europa antes de su unificación monetaria con el advenimiento del euro. (En el siglo XIX, la Gran Bretaña también suscitaba resentimiento como país acreedor dominante en el mundo, que mantenía a los restantes países en cierto modo subyugados al mercado de capitales londinense. Empero, como la Gran Bretaña estaba entonces, bajo el patrón oro, más o menos a la par con otros países industriales, su autonomía en cuestiones monetarias era mucho menor que la de Estados Unidos en el actual mundo de las formas nacionales de dinero *fiat* [fiduciario].)

Vivimos en un mundo inherentemente asimétrico, y tal vez injusto, porque sólo puede haber un dinero central para facilitar el intercambio internacional. Inevitablemente, esto deja las monedas de la mayoría de los países en la periferia de este dinero central, en donde los países, particularmente los que están en desarrollo en esta periferia monetaria poseen sistemas financieros internos que por naturaleza son más frágiles. Viven ante la constante amenaza de una crisis monetaria, es decir, un pánico o corrida que ahuyenta el dinero periférico hacia el central, el dólar estadounidense. De hecho, manejar la política financiera y de divisas es más difícil en la periferia que en el centro. ¡Es más fácil ser secretario estadounidense de la Tesorería que ministro de Finanzas coreano, argentino o turco!

Un importante aspecto de esta asimetría es la naturaleza del riesgo monetario en las divisas. La economía de Estados Unidos

es con mucho el mayor deudor al resto del mundo: algo así como 2.5 billones de deuda neta, que continúa aumentando dado el actual déficit comercial del país, pero nadie piensa que el dólar podría verdaderamente ser objeto de un ataque o que pudiera registrarse una crisis monetaria en el sentido ordinario de la palabra crisis. En la medida en que los bancos estadounidenses o norteamericanos, las compañías de seguros, etc., reciben fondos extranjeros como contraparte del déficit comercial de la nación, esta acumulación de obligaciones con los extranjeros se denomina enteramente en dólares de Estados Unidos.

De modo que los bancos norteamericanos tienen obligaciones denominadas en dólares, tanto con extranjeros como con nacionales internos, y sus préstamos son denominados en dólares, en gran parte a firmas y hogares estadounidenses. Dada la ausencia de exposición de divisas, las instituciones financieras norteamericanas pueden absorber esta enorme afluencia de capital sin riesgo monetario. Existen otros riesgos, pero no están asociados a las fluctuaciones del tipo de cambio del dólar con relación a otras monedas.

No obstante, si las pequeñas economías deudoras en la periferia del patrón dólar, como Corea, Tailandia, o cualquier otra de América Latina, absorben capital extranjero, típicamente las deudas se denominan en la moneda de otro país, es decir, sobre todo en dólares de Estados Unidos, aunque ocasionalmente también en yenes o euros. La génesis de la crisis 1997-98 consistió en la enorme afluencia de capital que recibieron las economías de Asia oriental, pero denominada en dólares o yenes. Esto significaba que sus bancos e instituciones financieras corrían un gran riesgo en caso de fluctuaciones en el tipo de cambio. En particular, cualquier devaluación haría que el reembolso de las obligaciones externas en dólares a partir de ingresos de activos internos denominados en won, o baht, o pesos, se volviera mucho más difícil.

En contraste, en la actualidad muchas personas en Estados Unidos creen que el dólar es demasiado fuerte y que los exportadores estadounidenses se beneficiarían de una devaluación del dólar que reduzca sus costos con relación a los de sus competidores internacionales. Y una devaluación del dólar por única vez no obstaculizaría para nada el pago por las instituciones financieras norteamericanas de sus deudas extranjeras denominadas en dólares, o bien que las renovara indefinidamente.

La parte I de mi análisis acerca de las consecuencias monetarias de la globalización ofrece una perspectiva histórica de cómo ha evolucionado el patrón dólar desde la segunda guerra

mundial, con especial atención a los países en desarrollo y mercados emergentes en su periferia. A continuación, la parte II se centra en Asia oriental. Específicamente ligo lo que llamo “el dilema del tipo de cambio de Asia oriental” (incluida la actual situación difícil de Japón) con la forma en que opera ahora el patrón dólar. (El documento acompañante presentado al Comité de Asuntos Económicos, “Áreas monetarias óptimas y la experiencia europea”, se enfoca en el gran éxito de la Unión Económica y Monetaria –EMU– en la tarea de eliminar las asimetrías monetarias en la continental Europa occidental.)

I. EL PATRÓN DÓLAR MUNDIAL EN SU PERSPECTIVA HISTÓRICA

¿Cómo es que la posición asimétrica del dólar llegó a establecerse en la economía mundial? Tras la segunda guerra mundial, Estados Unidos quedó como el único en el mundo que tenía un sistema financiero intacto. Reinaban la inflación, los controles monetarios, etc., en Europa, así como en Japón y en la mayoría de los países en desarrollo. Así, en los mercados de divisas abiertos, el dólar se convirtió naturalmente en la moneda vehicular mundial para transacciones (privadas) interbancarias, al igual que la moneda de intervención que los gobiernos usaban para estabilizar sus tipos de cambio. Conforme al acuerdo de Bretton Woods de 1945, todos los países vincularon sus monedas al dólar, de modo que Estados Unidos no tenía una política formal de tipo de cambio, salvo por su residual vinculación con el oro.

Esto resultaba natural dada la historia de la situación. Los Estados Unidos contaban con el único mercado abierto de capital, de modo que los demás países podían fácilmente acumular sus reservas de dólares y disponer de un mercado líquido en el cual comprarlos y venderlos. De la misma manera, las corporaciones privadas en otros países podían acumular asimismo reservas de dólares porque sus propias monedas estaban sujetas a controles de cambios. Por este accidente histórico, el dólar de Estados Unidos se convirtió en la moneda intermediaria para los cambios internacionales entre cualquier par de monedas “periféricas”.

1. El dólar como medio de cambio internacional

¿Por qué, empero, el dólar continúa con su función de facilitar el cambio aun cuando ya la mayoría de los otros países in-

dustrializados (tales como Japón y varios en Europa) no usan controles de cambio? Un poco de álgebra ayuda a explicar el continuo predominio del dólar. Supongamos que usted dispone de N monedas, digamos que 150, en la economía mundial. No importa, los propios mercados elegirán siempre una moneda para facilitar los cambios internacionales. La razón se debe a la gran conveniencia de economizar en mercados.

Si tomamos en consideración un mundo de N países con dinero nacional independiente, entonces, según la teoría de las probabilidades que se enseña en el bachillerato, el número total de pares de países en el sistema es una combinación de N cosas tomadas de dos en dos (${}^N C_2$). Si los agentes extranjeros trataran de comerciar entre cada par, digamos, coronas suecas contra dólares australianos, o won coreano contra yen japonés, el resultado sería un enorme número de diferentes mercados de divisas. Con 150 monedas nacionales en el mundo ($N = 150$), si tratase de que hubiera un intercambio entre cada par, tendríamos 11 175 mercados de divisas!

Es costoso para cualquier banco establecer un sector de operaciones para divisas. Así, en vez de intercambiar todos los pares de monedas bilateralmente, en la práctica sólo una de ellas, la N th, es escogida como moneda vehicular central. Entonces todo el comercio y cambios se llevan a cabo contra la moneda vehicular antes de hacerlo con las otras. Al efectuar todo el comercio de monedas contra esa sola moneda, se puede reducir el número de mercados en el sistema a $N - 1$. Entonces, con 150 países, no se necesitan más que 149 mercados de divisas en lugar de 11 175. A diferencia del sistema de Bretton Woods, en el que todos los países establecían paridades oficiales con el dólar, el resultado mencionado no depende de ningún acuerdo formal entre gobiernos. En los mercados privados hoy día, escoger una moneda como el dólar para que sea la moneda intermedia, es la forma más natural para economizar en las transacciones de divisas.

La historia, empero, es importante. Si un país comienza por proporcionar el dinero central, como lo hizo Estados Unidos a fines de los años cuarenta, se convierte en un caso de monopolio natural, a causa de las economías de escala. Cuanto mayor número de países negocian en dólares, más barato resulta para todos seguir operando con dólares. Si usted es un importador japonés de volvos suecos y quiere pagar por los volvos, lo primero que hace es dirigirse a su banco para convertir sus yenes en dólares en el mercado abierto, y luego usa los dólares para comprar coronas suecas. La corporación Volvo recibe las coro-

nas suecas y el importador consigue los volvos. El dólar, empero, es la moneda intermediaria.

Usando la clasificación del libro de texto estándar sobre los papeles que desempeña el dinero, el cuadro 1 resume nuestro paradigma del papel central del dólar para facilitar los cambios internacionales. Tanto para los sectores privado como gubernamental, el dólar se desempeña como medio de cambio, reserva de valor, unidad de cuenta, y patrón de pago diferido para transacciones internacionales en cuenta corriente y de capital, y así ha sido desde 1945 hasta el comienzo del nuevo milenio. El que aquí se presenta es una generalización de un cuadro similar presentado por Peter Kenen en 1983, pero sigue siendo tan válido hoy como lo fue entonces.

CUADRO 1. EL PAPEL FACILITADOR QUE DESEMPEÑA EL DÓLAR DE ESTADOS UNIDOS COMO DINERO INTERNACIONAL, 1945-2001

	<i>Privado</i>	<i>Oficial</i>
Medio de cambio	Vehículo	Intervención
Reserva de valor	Banca	Reservas
Unidad de cuenta	Facturación	Vinculación
Patrón de pago diferido	Bonos privados	Bonos soberanos

En primer lugar, en el cuadro 1, el dólar figura como *medio de cambio*. Como los mercados de divisas son principalmente interbancarios, el dólar es la moneda vehicular en las transacciones bancarias que sirven a los clientes del sector privado. Así, cuando un gobierno interviene para influir en el tipo de cambio, le resulta también más barato y más conveniente usar el dólar como moneda de intervención oficial. (La principal excepción a esta convención se registró en Europa antes del advenimiento del euro, donde para muchos propósitos el viejo marco alemán era la moneda central. Y en la actualidad, cierto número de países europeos que bordean Eurolandia por el este, usan principalmente el euro como dinero central.)

En segundo lugar del cuadro, el dólar aparece como *reserva de valor*. Tanto las corporaciones como los individuos mantienen cuentas bancarias en dólares en Londres, Singapur y otros centros bancarios “extraterritoriales”, así como en lo propios Estados Unidos. En lo que se refiere a los gobiernos, las reservas internacionales se componen principalmente de dólares, en gran medida bonos de la Tesorería norteamericana: Corea tiene 95 000 millones, Japón casi 400 000 millones, China 200 000 millones, etc. De hecho, casi la mitad de los bonos de la Tesore-

ría de Estados Unidos en circulación se hallan en poder de bancos centrales extranjeros.

Viene después en el cuadro el dólar como *unidad de cuenta* para gran parte del comercio internacional. El comercio en productos primarios revela un patrón muy marcado de uso del dólar como moneda principal de *facturación*. La exportación de productos primarios homogéneos, como el petróleo, trigo y cobre, tienden a ser facturados en dólares, con una formación de precios mundial en mercado de productos centralizados. El comercio al contado, pero particularmente los contratos adelantados, se concentran en estos mercados de productos centralizados, que se sitúan generalmente en ciudades de Estados Unidos, como Chicago y Nueva York, aunque también existen mercados de productos primarios denominados en dólares en Londres y otras ciudades.

Los patrones de facturación para las exportaciones de bienes manufacturados son más complejos. Los principales países industriales, con sólidas monedas, tienden a facturar sus exploraciones en moneda local. Antes de que existiera la Unión Monetaria Europea, más del 75% de las exportaciones alemanas se facturaban en marcos, más del 50% de las exportaciones francesas en francos, y de manera similar otros países europeos. Empero, estas relaciones tan ilustrativas eran dominadas por el comercio intraeuropeo. Con el advenimiento de la Unión Monetaria Europea, el número de países de Europa continental que procederán a facturar sus exportaciones fuera de Europa en euros, es un factor desconocido por el momento.

En lo que concierne a Asia oriental, empero, el comercio extranjero se factura sobre todo en dólares: el comercio de Corea con Tailandia típicamente es facturado en dólares. Aun el comercio japonés con otros países de Asia oriental se factura más en dólares que en yenes. Fuera de Europa, la prevalencia de la facturación en dólares es la regla en otras partes del mundo. Por ejemplo, las exportaciones intralatinoamericanas son facturadas en dólares prácticamente en su totalidad.

La tarea de poner precio a las manufacturas es más compleja que la simple facturación. Los exportadores de todo el mundo, con excepción de Europa, típicamente optan por cotizar precios de venta para sus productos en dólares, y a continuación mantienen estos precios en dólares de manera bastante constante en los catálogos industriales y otras listas de precios publicadas. En efecto, sus precios son válidos para el mercado mundial, no meramente para el estadounidense, y desde luego en dólares. Así, los bancos centrales nacionales que buscan estabili-

zar el poder adquisitivo internacional de sus monedas, a menudo optan (ya sea formal o informalmente) por vincularlas al dólar, y en consecuencia se adhieren a la enorme masa de precios de los bienes internacionalmente comercializados que esos precios representan.

Ocupa el cuarto lugar en el cuadro 1 el *patrón de pago diferido* (papel tradicional del dinero), con bonos privados y soberanos en mercados internacionales, denominados en gran medida en dólares de Estados Unidos, aunque algunos están denominados ahora en euros. En los mercados internacionales de bonos, las Tesorerías de Estados Unidos son tomadas como punto de referencia o activo "libre de riesgo". Es decir, los bonos soberanos denominados en dólares emitidos por mercados emergentes en el mundo entero tienen medida su calificación de crédito (por Moody's, Standard and Poor's, o Fitch) con relación a las Tesorerías de Estados Unidos. En consecuencia, las primas de riesgo en tasas de interés sobre estos bonos típicamente se cotizan como tantos puntos de porcentaje por arriba de las Tesorerías de Estados Unidos.

2. El dólar como ancla nominal

Además de facilitar los cambios internacionales, el dólar tiene una segunda función internacional complementaria. Las autoridades monetarias extranjeras pueden anclar mejor sus propios niveles de precios internos si eligen vincularse, oficial u oficiosamente, al dólar. Al optar por mantener sus tipos de cambio, con el dólar, estables, los gobiernos extranjeros están optando esencialmente por armonizar sus políticas monetarias (aunque no siempre lo logran) con la de Estados Unidos. Esta armonización monetaria tiene dos avenidas: *i*) el arbitraje de bienes internacional (la *avenida del arbitraje*), y *ii*) la *avenida de señalización*, que orienta a otros bancos centrales acerca de las acciones del Banco Federal de Reserva de Estados Unidos.

La avenida de arbitraje se origina naturalmente del papel que juega el dólar como *facilitador* de las finanzas internacionales. Como el comercio internacional en bienes y servicios se factura mayormente en dólares (incluido el comercio entre países fuera de Estados Unidos), el arbitraje internacional en los mercados de bienes y servicios por medio de un tipo de cambio fijo con el dólar puede constituir un poderoso dispositivo para anclar el nivel de precios internos de un país. Poniendo el caso en la forma más negativa: si otros países no pueden impedir que sus tipos de cambio con el dólar fluctúen, el grado en que estas

fluctuaciones del tipo de cambio se reflejan en sus precios internos es (en último término) muy alto. (La única excepción importante serían los países que pertenecen a la gran área del euro, cuyos precios internos están bastante bien aislados de las fluctuaciones del tipo de cambio del euro con respecto al dólar.)

Asimétricamente, dado que tanto las importaciones como las exportaciones son facturadas en dólares, el propio nivel de precios internos de Estados Unidos está relativamente aislado de las fluctuaciones en el tipo de cambio del dólar. De manera más general en todo el mundo, los precios en *dólares* de los bienes internacionalmente comercializados son relativamente invariantes a las fluctuaciones en el valor del dólar con respecto a otras monedas. Así, en su calidad de Nth país en el sistema, sólo Estados Unidos puede llevar a cabo una política monetaria independiente para establecer metas a su propio nivel de precios internos, sin resultar muy perturbado por las fluctuaciones del tipo de cambio. En lo que concierne a los otros $N - 1$ países, el arbitraje internacional directo sobre productos a través de un tipo de cambio fijo, puede ayudarles a estabilizar sus propios niveles de precio internos.

A fin de asegurar la armonización con Estados Unidos, la avenida de señalización también puede ser importante. Si algún gobierno nacional resiste la presión al alza sobre su moneda en el mercado de divisas, el incremento resultante en sus reservas oficiales de dólares indica la necesidad de una expansión monetaria interna, y viceversa. Se reitera, además, que el Banco central nacional puede incluso recibir su orientación directamente de lo que la Fed está haciendo. Por ejemplo, el Banco de Canadá, típicamente, cambia su propia tasa de descuento (tasa de préstamo interbancaria) con relativa rapidez en respuesta a los cambios en la tasa de los Fondos Federales de Estados Unidos.

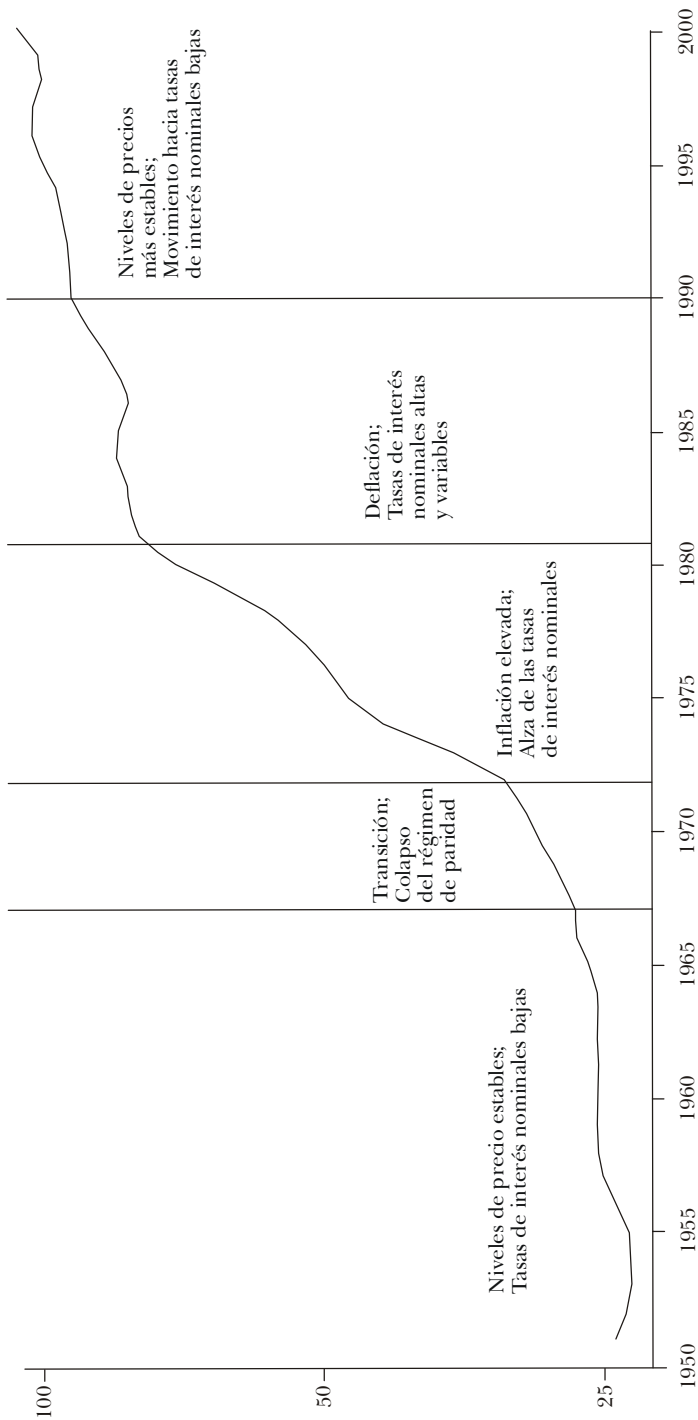
Sin embargo, para que el dólar funcione exitosamente como ancla nominal, dos importantes condiciones deben ser satisfechas:

- el nivel de precios estadounidense, tal como es medido por un amplio índice de bienes comerciables, es estable y se espera que se mantenga así; y
- la mayoría de los países, algunos de ellos vecinos, se hallan bajo el mismo patrón internacional, es decir, también fijan sus tipos de cambio con respecto al dólar.

En la historia del patrón dólar de la posguerra, esas dos condiciones fueron satisfechas en algunos períodos, pero no en

GRÁFICA I. EL ANCLA NOMINAL DEL MUNDO: PRECIOS DE MAYOREO EN ESTADOS UNIDOS, 1951-2000

Escala log



FUENTE: *Estadísticas Financieras Internacionales*, FMI, agosto de 2001.

otros. De hecho, en contraste con la continua fortaleza del dólar como *facilitador* del mercado de divisas ya sea bajo regímenes de tipo de cambio fijo o flotante, su función como ancla nominal se ha metamorfoseado continuamente.

3. El período culminante de Bretton Woods: 1950 a 1980

Desde los años cincuenta hasta 1968 incluido, el primer panel de la gráfica I muestra que el nivel de precios de Estados Unidos para los precios de bienes comerciables (medidos por el índice de precios al mayoreo de Estados Unidos) se mantuvo estable. Asimismo las tasas de interés sobre activos en dólares fueron bajas y estables por la ausencia de amenaza de inflación. Así, según el sistema de paridad del viejo Bretton Woods, todos los demás países voluntariamente declararon paridades con el dólar, y mantuvieron su mercado de tipos de cambio dentro de una estrecha banda de 2% alrededor de estas paridades centrales, que apenas fueron cambiadas. Durante este período “culminante” de Bretton Woods, los países miembros del FMI pudieron usar la estabilidad de precios en el país central como ancla para sus propios niveles de precios internos.

Sin embargo, algo más que el simple comportamiento del país central estaba en juego en este proceso de anclaje. Dado que virtualmente todos los grandes países industriales estaban bajo el mismo régimen de tipo de cambio fijo, el nivel de precios “mundial” se hallaba más seguro. Las devaluaciones (o apreciaciones) precipitadas de cualquier país, que pudieran impartir presión deflacionaria a otro país vecino, eran evitadas. Por otra parte, los choques macroeconómicos nacionales potencialmente inflacionarios eran amortiguados. La inercia o “rigidez” del nivel de precios en cada país era mayor porque todos ellos estaban sujetos y comprometidos con un patrón monetario común, que en último término se basaba en el dólar.

En el curso de este período culminante del régimen de Bretton Woods, aun el propio nivel de precios de Estados Unidos era más estable a causa de los tipos de cambio generalmente fijos. En el corto y mediano plazos, el país central podía beneficiarse del arbitraje sobre productos con los países vecinos, por medio de tipos de cambio fijos, con lo cual quedaban amortiguados los choques inflacionarios que en el mismo país central se originaban. En último término, empero, el sistema no pudo sobrevivir a las persistentes presiones inflacionarias en el país central, como vamos a ver.

Finalmente, como el panel inicial de la gráfica I lo indica, las

tasas de interés nominales en los países industriales eran bajas y notablemente estables en los años cincuenta y sesenta. Hasta los años postreros de la década de 1960, la tasa ordinaria de la inflación de precios era tan baja, que los efectos usuales Fisher sobre las tasas de interés estuvieron prácticamente ausentes. En estos decenios que siguieron a la posguerra, la continua estabilidad que se percibía en los tipos de cambio significaba que los diferenciales en los intereses entre países eran modestos, a pesar de la presencia de controles de capital en la mayoría de los países industriales. Este compromiso de las paridades fijas con respecto al dólar por parte de los países industriales finalmente se colapsó a principios de 1973. No obstante, el ancla monetaria común apuntaló el famoso y elevado crecimiento económico real de aquella era, un crecimiento sostenido que no ha tenido ni tiene su equivalente en el mundo industrial desde entonces.

En lo que concierne a los países menos desarrollados, con mercados financieros internos inmaduros, contar con la estabilidad de precios y tasas de interés en el núcleo de las economías industriales resultaba particularmente ventajoso. En caso contrario hubieran enfrentado grandes dificultades para controlar la inflación interna, sin hablar ya de la estabilización de sus tipos de cambio con respecto al dólar. Para evitar eso, sencillamente optaron por adherirse al patrón dólar durante el período culminante de Bretton Woods. Desde luego, algunos países en América Latina y en otras regiones padecían demasiada presión inflacionaria interna para poder mantener sus tipos de cambio fijos con respecto al dólar. Sin embargo, aun en los casos en que un país menos desarrollado experimentaba una crisis monetaria acompañada de devaluación, las autoridades afirmaban que retornarían al tipo de cambio fijo con respecto al patrón dólar en cuanto pudieran, con lo que atenuaban las expectativas de más prolongada inflación.

4. Se pierde el ancla, 1968-73: advenimiento de los tipos de cambio flotantes

Un buen discernimiento hubiera revelado que el viejo tipo de cambio fijo del patrón dólar comenzó a deshilacharse en las postrimerías de los años sesenta, cuando la inflación según el índice de precios al mayoreo (WPI) en Estados Unidos (el país central) empezó a escalar el nivel de 3% anual (gráfica I, segundo panel). Otros países, particularmente Alemania, se mostraron renuentes a mantener su paridad con el dólar e impor-

tar aunque no fuera más que una moderada presión inflacionaria. El marco alemán fue reapreciado en 1969. Y lo que es más importante, Estados Unidos estaba entonces semiparalizado por la creencia Keynesiana (según la definía en sentido restrictivo la llamada curva Phillips) que la deflación incrementaría de modo permanente el desempleo interno. De modo que, en gran medida por razones doctrinales, el país central rehusó embarcarse en un programa serio de desinflación.

La continua inflación, empero, redujo la competitividad industrial de Estados Unidos. Preocupado por la declinante posición en el comercio exterior, el presidente Nixon cerró en agosto de 1971 hasta el último vestigio de la “ventanilla del oro”: el compromiso formal estadounidense, adoptado conforme a los viejos artículos de Bretton Woods, de fijar formalmente el valor del dólar en términos de oro. Simultáneamente, Nixon impuso un arancel generalizado de 10% sobre las importaciones de manufacturas, e insistió en que dicha tarifa no sería eliminada hasta que los demás países industriales apreciaran sus monedas con respecto al dólar. Todos ellos apreciaron sus monedas entre 10 y 20%, antes de restablecer sus nuevas paridades “Smithsonianas” con el dólar en diciembre de 1971. Esto no obstante, como el país central seguía con la inflación, las paridades Smithsonianas con el dólar estaban destinadas a fracasar. En febrero de 1973, los países industriales abandonaron sus paridades con el dólar y pasaron a la flotación no paritaria.

De los años setenta a los ochenta, la elevada y variable inflación de precios, junto con las altas y volátiles tasas de interés nominales (véase el tercer panel en la gráfica I) erosionaron la utilidad del dólar como ancla nominal. En la mayoría de los países en desarrollo, al igual que en los industriales, la inflación se incrementó fuertemente. Muchos países industriales se mostraron entonces dispuestos a *apreciar* sus monedas con respecto al dólar para mejor aislarse de lo que ya se había convertido en un torbellino de tasas inflacionarias variables en todo el mundo. (Los europeos se sintieron inducidos a buscar una nueva moneda central como ancla, y trataron de reconstruir la estabilidad monetaria en torno del marco alemán. Este esfuerzo culminó con el venturoso advenimiento del euro en las postrimerías de los años noventa.)

El efecto colectivo de esta inestabilidad monetaria global sobre la productividad mundial fue catastrófico. Al no contar ya con un ancla común para los niveles de precios internos y los tipos de cambio, la productividad en el mundo industrial y su periferia (salvo por lo que respecta a los “tigres” asiáticos) se

desaceleró dramáticamente después de 1973 hasta principios de los años noventa.

5. ¿El paraíso recuperado en los años noventa?

A partir de los primeros años noventa y para entrar en el nuevo milenio, empero, vemos en último panel de la gráfica I el retorno a la estabilidad de precios en Estados Unidos, acompañada de tasas de interés entre moderadas y bajas una vez más. En esta forma, el dólar se ha vuelto nuevamente atractivo como ancla monetaria internacional, y como activo de reserva predominante en todo el mundo. Tras la declinación del dólar como activo de reserva en los inflacionarios años setenta y ochenta, la participación del dólar en las reservas oficiales de divisas se ha incrementado considerablemente en la última década. El cuadro 2 muestra que el dólar pasó de 51.3% de las tenencias oficiales de divisas (de los miembros del Fondo Monetario Internacional) en 1991, a 68.2% en 2001. Y si damos por supuesto que una participación prorrateada de “monedas no especificadas” corresponde a dólares, la proporción alcanzada por los dólares en las reservas internacionales parece que pasaría del 75 por ciento.

Ha sido motivo de sorpresa que el advenimiento del euro no haya reducido el predominio del dólar en las tenencias de divisas. El cuadro 2 muestra también que la participación del euro en las reservas de divisas en 1999 y 2000 no era mayor que la suma de las antiguas monedas legadas (marcos, francos, y florines), antes del advenimiento del euro el 1 de enero de 1999. Aunque el euro ha sido muy exitoso para asegurar la integración monetaria regional de Europa, el dólar sigue siendo el rey en las finanzas internacionales del mundo entero.

Sin embargo, en el nuevo milenio, esta forma más sólida del patrón dólar internacional difiere del período cumbre de Bretton Woods entre los años cincuenta y sesenta en al menos dos importantes aspectos:

- En períodos no de crisis, la mayoría de los gobiernos en las economías en desarrollo estabilizan sus tipos de cambio con respecto al dólar, pero sin declarar paridades oficiales con el dólar. Y esa vinculación informal es también “débil”, en el sentido de que muchos tipos de cambio van a la deriva.
- La mayoría de los países en la periferia del patrón dólar ya no están dispuestos o no pueden usar controles de capital. En consecuencia, la forma como el dólar se inmiscuye en los

dominios internos naturales de sus monedas nacionales se ha tornado aguda.

Pasaremos a comentar la vinculación débil y el problema de la intrusión del dólar por turno.

6. La vinculación débil

En su estudio memorable de 155 regímenes de tipo de cambio en otros tantos países, con el uso de datos mensuales, Guillermo Calvo y Carmen Reinhart demuestran que los únicos tipos de cambio verdaderamente flotantes son euro, dólar, yen, y posiblemente la libra esterlina, naturalmente entre sí. Mes con mes, la varianza en tipo de cambio de estos países industriales es alta, mientras que la varianza en las tasas de interés a corto plazo es baja: las modificaciones a corto plazo en las preferencias de cartera entre dos o más monedas son principalmente absorbidas por las alteraciones del tipo de cambio, en tanto que sus bancos centrales establecen metas de tasas de interés a corto plazo como instrumento de política monetaria interna.

En contraste, en las economías en desarrollo o de mercado emergente, Calvo y Reinhart muestran que sus políticas monetarias han sido ordenadas de modo que la varianza mensual en sus tipos de cambio con respecto a alguna moneda clave (ya sea dólar o euro) sea baja, aunque esa varianza mensual en sus tasas de interés es mucho más alta que en el núcleo de los países industriales. Salvo por los países de Europa oriental que bordean la Unión Monetaria y se insertan en el euro, los demás lo hacen con el dólar. El principal medio de absorción de choques para modificaciones entre dos o más monedas en las preferencias de activos internacionales son los cambios en las tasas de interés internas, excepto para los países en desarrollo con controles de capital efectivos.

Esta sorprendente diferencia entre el núcleo de las economías industriales en el “centro” y las economías de mercado emergente en la “periferia” es incluso más pronunciada en frecuencias de observación más elevadas. Al aceptar más altas volatilidades en las tasas de interés a corto plazo, las autoridades monetarias en mercados emergentes generalmente consiguen mantener sus tipos de cambio con respecto al dólar relativamente constantes sobre una base día a día y de semana a semana. Sin embargo, a plazos menos frecuentes, por ejemplo, trimestre a trimestre, estas vinculaciones débiles a veces tienden a

CUADRO 2. PARTICIPACIÓN DE LAS MONEDAS NACIONALES EN EL TOTAL DE TENENCIAS OFICIALES IDENTIFICADAS DE DIVISAS. FINES DE AÑO,^a 1991-2000 (en porcentajes)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Todos los países										
Dólar de Estados Unidos	51.3	55.3	56.7	56.6	57.0	60.3	62.4	65.9	68.4	68.2
Yen japonés	8.5	7.6	7.7	7.9	6.8	6.0	5.2	5.4	5.5	5.3
Libra esterlina	3.3	3.1	3.0	3.3	3.2	3.4	3.7	3.9	4.0	3.9
Franco suizo	1.2	1.0	1.1	0.9	0.8	0.8	0.7	0.7	0.7	0.7
Euro	-	-	-	-	-	-	-	-	12.5 ^b	12.7 ^c
Marco alemán	15.4	13.3	14.2	13.7	13.1	12.9	12.9	12.2	-	-
Franco francés	3.0	2.7	2.3	2.4	2.3	1.9	1.4	1.4	-	-
Florín holandés	1.1	0.7	0.7	0.5	0.4	0.3	0.4	0.4	-	-
ECU ^c	10.2	9.7	8.2	7.7	6.8	5.9	5.0	0.8	-	-
Monedas no especificadas ^d	6.2	6.6	6.6	6.5	8.9	8.3	8.4	9.3	8.9	9.2
Países industriales										
Dólar de Estados Unidos	43.6	48.8	50.2	50.8	51.8	56.1	57.9	66.7	73.5	73.3
Yen japonés	9.7	7.6	7.8	8.2	6.6	5.6	5.8	6.6	6.5	6.5
Libra esterlina	1.8	2.4	2.2	2.3	2.1	2.0	1.9	2.2	2.3	2.0
Franco suizo	0.8	0.4	0.3	0.2	0.1	0.1	0.1	0.2	0.1	0.2
Euro	-	-	-	-	-	-	-	-	10.7 ^b	10.2 ^c
Marco alemán	18.3	15.1	16.4	16.3	16.4	15.6	15.9	13.4	-	-
Franco francés	3.1	2.9	2.6	2.4	2.3	1.7	0.9	1.3	-	-
Florín holandés	1.1	0.4	0.4	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2	-	-
ECU ^c	16.6	16.7	15.2	14.6	13.4	12.0	10.9	1.9	-	-

Monedas no especificadas ^d	4.9	3.7	4.8	5.0	7.0	6.7	6.4	7.4	6.9	7.6
Países en desarrollo										
Dólar de Estados Unidos	63.3	64.4	64.3	63.0	62.4	64.4	66.2	65.3	64.6	64.3
Yen japonés	6.7	7.7	7.5	7.6	7.0	6.5	4.7	4.5	4.7	4.4
Libra esterlina	5.5	4.1	4.0	4.4	4.4	4.8	5.1	5.2	5.3	5.2
Franco suizo	1.6	1.9	2.0	1.7	1.5	1.4	1.1	1.1	1.1	1.1
Euro	-	-	-	-	-	-	-	-	13.9	14.6
Marco alemán	10.8	10.8	10.5	11.9	11.0	10.6	10.3	11.3	-	-
Franco francés	2.7	2.3	2.0	2.4	2.3	2.0	1.8	1.5	-	-
Florín holandés	1.0	1.0	1.0	0.8	0.6	0.5	0.6	0.5	-	-
ECU ^e	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Monedas no especificadas ^d	8.2	7.7	8.7	8.1	10.9	9.8	10.1	10.7	10.4	10.4

NOTA: Los componentes pueden no sumar el total por el redondeo de cifras. Los cálculos aquí son una réplica de las estimaciones del personal del FMI en mayor medida que las suministradas por el grupo de países industriales.

^a Únicamente los países miembros del FMI que comunican la cuantía de sus tenencias oficiales de divisas se incluyen en el cuadro. ^b No comparable con la participación combinada de las monedas de años previos legado del euro, dado que excluye los euros recibidos por los miembros de la recién creada área monetaria, cuando sus tenencias previas de otras monedas de otras monedas de miembros del área euro fueron convertidas en euros el 1 de enero de 1999. ^c En el cálculo de la participación de monedas, el *ecu* es tratado como moneda separada. Las reservas de *ecu* en poder de las autoridades monetarias existían en forma de activos del sector privado y del Instituto Monetario Europeo (EMI), que cambió *ecu* oficiales para los bancos centrales de la Unión Europea, por medio de intercambios (*swaps*) rotatorios contra la contribución de 20% de sus tenencias brutas en oro y dólares de Estados Unidos. El 31 de diciembre de 1998, los *ecu* oficiales fueron convertidos en oro y dólares de Estados Unidos, por lo cual, la participación de los *ecu* a fines de 1998 había disminuido considerablemente comparada con la del año anterior. Las restantes tenencias de *ecu* declaradas para 1998 consistían en *ecu* emitidos por el sector privado, usualmente bajo la forma de depósitos de *ecu* y bonos. El 1 de enero de 1999, esas tenencias fueron automáticamente convertidas en euros. ^d La cantidad residual es igual a la diferencia entre las reservas totales de divisas de los países miembros del FMI y la suma de las reservas en monedas listadas en el cuadro.

derivar y, en las crisis importantes, incluso la estabilización del tipo de cambio a corto plazo puede resultar imposible.

Este nuevo régimen de vinculaciones informales, es decir, no declaradas, para países en la periferia de Estados Unidos, difiere del que regía en el período cumbre de Bretton Woods, con sus paridades oficialmente fijadas con respecto al dólar. En Asia oriental, aparte de Japón, por ejemplo, todos los países se hallan vinculados al dólar en mayor o menor grado, aunque solamente Hong Kong, con su consejo monetario, admite una paridad oficial con el dólar de HK\$ 7.8 por un dólar estadounidense. Los demás afirman que cuentan con “flotación independiente”, o una “flotación manejada”, o vinculada a una “canasta de monedas”. Aunque los chinos llaman a su régimen “flotación manejada”, el tipo de cambio del RMB de 8.3 yuan por un dólar apenas ha variado desde 1994. Las otras vinculaciones con el dólar pueden derivar o desplazarse un poco más al medirlas por plazos menos frecuentes, pero la varianza en sus tipos de cambio con respecto al dólar es de un orden de magnitud inferior a la del tipo de cambio yen/dólar.

7. Negligencia del Fondo Monetario Internacional

¿A qué se debe esa reticencia de los gobiernos en mercados emergentes de Asia oriental y otras regiones a admitir su inserción con el dólar, o ir todavía más lejos y declarar paridades oficiales con respecto al dólar? Las razones son a la vez políticas y económicas:

Desde el punto de vista político, la asimetría entre las diversas formas nacionales de dinero (con un centro y una periferia) es sencillamente demasiado impolítico para admitirlo. Los nacionalistas de cualquier país periférico se sentirían intranquilos si su gobierno admitiera, con la declaración de la paridad oficial con el dólar, que estaba sojuzgado a Estados Unidos. De jure, el Acuerdo de Bretton Woods en su forma original parecía tratar a todos los países miembros simétricamente. Conforme al Artículo IV del Acuerdo de 1945, todos los miembros fueron obligados a declarar una paridad oficial para sus tipos de cambio con respecto al oro o cualquier moneda vinculada al oro. En el caso, sólo Estados Unidos adoptó una forma muy limitada de vinculación con el oro (mientras que los demás escogieron vincularse al dólar como Nth moneda, según se describió más arriba). Esto no obstante, en los años cincuenta y sesenta, los Artículos de Bretton Woods proporcionaron una aceptable hoja de parra para disimular lo que en realidad era un patrón dólar.

Ahora, empero, la obligación por el FMI de paridad para ser miembro ha dejado de existir; fue barrida por la inflación en Estados Unidos en los años setenta.

Desde el punto de vista económico, la moderna renuencia de cualquier gobierno a declarar la paridad oficial con el dólar parece demasiado arriesgado precisamente porque los países vecinos tampoco lo han hecho. Si el país A (digamos, Argentina) declarase una paridad oficial con el dólar, y luego su vecino, el país B (digamos, Brasil), dejara que su moneda se depreciara con respecto al dólar, el país A podría perder competitividad y resultar seriamente dañado. Es mejor para A no comprometerse formalmente con un tipo de cambio particular con el dólar, pues puede ser que desee depreciar su moneda en respuesta a una depreciación por sorpresa del país B. De ahí que A no se atreva a comprometerse si B, C, D...no lo han hecho, y viceversa. En efecto, se necesita una acción colectiva, como en 1945, para reinstaurar un sistema más general de paridades con el dólar, a fin de evitar los efectos de empobrecimiento del vecino que puede tener una devaluación.

Empero, el viejo acuerdo colectivo de Bretton Woods fue minado por la inflación estadounidense entre los años setenta y ochenta. Al no disponer de una moneda ancla estable, resultó imposible mantener el antiguo régimen de paridades cambiarias. Ahora, aunque el nivel de los precios en Estados Unidos se ha mantenido bastante estable durante casi un decenio, el FMI no ha tratado de orquestar un retorno colectivo al régimen de paridad. De ahí que haya prevalecido la vinculación débil con el dólar en que los gobiernos, forzados a actuar individualmente, no se muestran dispuestos a comprometerse con algo más fuerte.

El Artículo VIII del FMI, es decir, el compromiso de los países miembros de actuar en favor de la convertibilidad de la cuenta corriente, o sea, eliminar todas las restricciones para recibir o efectuar los pagos concernientes a la importación o exportación, o bien la repatriación de los intereses y dividendos, fue igualmente importante para el éxito de Bretton Woods en sus buenos tiempos, y conserva su crucial importancia en nuestros días.

En los años cincuenta y sesenta, sin embargo, la obligación de los países miembros de liberalizar los controles de cambios se interrumpieron con el Artículo VIII, ya que por la mala experiencia con los flujos de dinero "especulativo" en los años treinta, los países periféricos alrededor de Estados Unidos se reservaron cierto grado de control sobre los movimientos de capitales internacionales, particularmente en lo que respecta a

los flujos financieros a corto plazo. Los países industriales de Europa occidental conservaron los controles de capitales hasta bien entrados los años setenta, y Japón hasta principios de los ochenta. De hecho, los artículos del FMI requerían que cualquier país miembro que recibiese fondos de alguno de sus programas debía imponer controles de capital en caso de que hubiera el menor peligro de fuga de capitales.

En resumen, las políticas actuales del FMI sufren de grandes pecados de omisión y comisión. Por lo que respecta a la omisión, fracasó en la tarea de promover la estabilización regional de los tipos de cambio (donde eran factibles) mediante la restauración de las paridades del tipo de cambio oficial, como si las devaluaciones del tipo de cambio de los años treinta que empobrecieron al vecino hubieran sido olvidadas. Aparte de la franca dolarización, el FMI en realidad se ha inclinado en el caso de países en desarrollo individuales por la flexibilidad de sus tipos de cambio, como si el efecto de estos cambios sobre los países vecinos no importara.

En cuanto a sus pecados de comisión, el FMI ha venido alentando activamente a los países periféricos a deshacerse de sus controles de capital demasiado pronto en su proceso de liberalización, sin reconocer la asimetría natural entre un centro fuerte y una periferia naturalmente más débil. (Aunque desde hace un año o dos hay señales de que el FMI puede estar arrepintiéndose.) En consecuencia, la intrusión del dólar en usos internos de las diversas formas de dinero de los países en desarrollo y mercados emergentes es más pronunciada de lo que debería ser.

8. El problema de la intrusión del dólar

Este papel central del dólar en las actuales finanzas internacionales tiene un lado oscuro: el potencial desplazamiento de las diversas formas de dinero nacionales en usos internos, desplazamiento que resulta particularmente marcado en el contexto latinoamericano. El cuadro 3 resume cómo el dólar de Estados Unidos puede inmiscuirse (o lo ha hecho) en los dominios naturales de las diversas formas de dinero nacionales, como medio de cambio, depósito de valor, unidad de cuenta, y patrón de pago diferido en el país en cuestión. En los países con una historia de inflación de precios alta y variable, el dólar se inmiscuye en los dominios monetarios nacionales en las cuatro dimensiones. Sin embargo, incluso dejando aparte esos extremos inflacionarios, la intrusión sigue siendo un problema.

Desde luego, la intrusión del dólar ya no es un problema para las economías industriales, aunque si lo fue en grado potencial a raíz de concluir la segunda guerra mundial, cuando las monedas europeas y la japonesa sufrían de una completa falta de confianza. La mayoría de los países en Europa occidental, así como Japón, conservaron los controles de capital hasta bien adentrados los años setenta, en gran parte para proteger los dominios de sus monedas internas, pero paso a paso, la unificación europea, que culminó en las postrimerías de los noventa con la adopción del euro, puso término al prolongado problema de la intrusión del dólar en Europa. Este vasto, nuevo y altamente creíble régimen basado en el euro, puede operar por sí mismo y dispone tal vez del mercado mundial más grande de bonos a largo plazo.

Empero, en lo que concierne a los países no comprendidos en la Unión Europea, el nuevo milenio nos induce a considerar por turno la intrusión del dólar en el contexto de cada una de las funciones internas básicas del dinero, tal como se expone en el cuadro 3.

Como *medio de cambio* y según el cuadro 3, el dólar ahora circula ampliamente como moneda que pasa de mano en mano en

CUADRO 3. INTRUSIÓN DEL DÓLAR EN LOS USOS INTERNOS DE LAS DIVERSAS FORMAS DE DINERO NACIONALES: PAÍSES EN DESARROLLO EN LA PERIFERIA DEL PATRÓN DÓLAR

-
- *Medio de cambio.* Dólares en billetes o depósitos circulan paralelamente con el dinero interno en muchos países latinoamericanos, africanos y FSU, aunque no generalmente en Asia.
 - *Puerto de refugio (depósito de valor).* En tiempos normales, los activos en moneda interna sólo se conservan porque pagan tasas de interés reales superiores a los activos en dólares a plazo similar: es la existencia de una prima de riesgo por país o moneda frente al dólar. Los activos líquidos en dólares privados y oficiales desplazan las tenencias de activos líquidos internos.
 - *Unidad de cuenta.* Salarios en dinero y otros contratos internos a corto plazo directa o indirectamente ligados al tipo de cambio del dólar. Fenómeno común en mercados emergentes con una historia de volatilidad financiera, o bien en aquellos embarcados en el penoso intento de un programa de estabilización. Poco común en Asia.
 - *Patrón de pago diferido.* Los empréstitos extranjeros a corto plazo, ya sean créditos comerciales o préstamos interbancarios, así como las emisiones de bonos soberanos a largo plazo a los extranjeros son usualmente denominados en dólares. Los certificados de la Tesorería de Estados Unidos son el activo "libre de riesgo" contra el cual se miden las primas de riesgo en tasas de interés para los bonos nacionales en dólares. Los mercados de bonos privados a largo plazo en moneda interna prácticamente son inexistentes, ya que están dominados por los mercados internacionales de bonos en dólares.
-

toda América Latina, África, y muchas partes de la antigua Unión Soviética. En varios países latinoamericanos, las cuentas bancarias de dólares (que reditúan interés y hasta cierto punto disponibles mediante cheque) han sido legalizadas. Esta circulación paralela significa que es imposible aplicar efectivamente controles de capital comprensivos, destinados a impedir el intercambio entre dinero interno y dólares. (Aunque pueden ser todavía posibles los requisitos de reserva moderados o impuestos sobre los préstamos extranjeros, como en Chile hasta hace poco.)

¿Cuál es la razón por la que las autoridades monetarias latinoamericanas y de otras diversas regiones han permitido tal invasora circulación paralela en dólares, a pesar de que desestabiliza, erosiona y dificulta la demanda de la base monetaria interna?

En primer lugar, muchos gobiernos, con perspectivas propias a corto plazo, desean atraer las remesas de los emigrantes a sus países de origen. De modo que ofrecen depósitos de dólares internos a los ciudadanos que regresan con dinero al país. (Aun si el sistema bancario de México no ofrece ahora cuentas vinculadas con el dólar, la larga frontera de México con Estados Unidos atravesada en ambos sentidos por una considerable migración, facilita mucho el mantenimiento de cuentas bancarias en dólares que reditúan intereses justo al otro lado de la divisoria.)

Segundo, allí donde no existen registros de las ganancias obtenidas por exportaciones ilegales de muy importantes productos, como narcóticos, el gobierno nacional no puede ni gravarlos con impuestos ni forzar la conversión de las ganancias de exportación en dólares a moneda interna. Más vale conservar aunque sólo sea una parte de las ganancias en dólares obtenidas del comercio de la coca en bancos dentro del país, mediante la oferta de atractivos servicios para depósitos internos en dólares.

En último lugar, pero no por ello menos importante, está la prolongada historia de casi todos los países latinoamericanos en cuanto a la persistente inestabilidad financiera: alta inflación, estabilizaciones temporales, *cracks* monetarios, inflación monetaria, y así sucesivamente. Los tenedores de balances de efectivo en descubierto en moneda interna han resultado fuertemente perjudicados en el pasado. De ahí que el motivo precautorio para mantener aunque no sea más que algunos balances en dólares, internamente o en el exterior, sea fuerte. De manera similar, también es común tener grandes sumas en dólares en

gran parte de África y en los desintegrados fragmentos de la Unión Soviética, incluida Rusia.

Sin embargo, la circulación interna de dólares paralelamente con las monedas internas no es un fenómeno generalizado. Virtualmente todas las economías de Asia oriental proporcionan ejemplos contrarios. En particular y con mucho, no tienen la misma historia turbulenta de inflación y ataques monetarios tan comunes en la América Latina de la posguerra. Incluso en las economías cuyas monedas fueron atacadas en la gran crisis de 1997-98 (Indonesia, Corea, Malasia, Filipinas, y Tailandia), la circulación interna de dólares de Estados Unidos era insignificante antes de que los ataques comenzaran y (con la posible excepción de Indonesia) sigue siéndolo en la actualidad. Estas economías en crisis, así como las que no las han experimentado (como China, Hong Kong, Singapur, y Taiwán), contaban con lo que parecían tipos de cambio fijos sostenibles, aunque informales, con respecto al dólar, antes de 1997 y después de 1998.

No obstante, como *depósito de valor*, según el cuadro 3, los activos en dólares que redituaban intereses predominan sobre los activos internos del mismo plazo de vencimiento en Asia, al igual que en América Latina y otros países en desarrollo, a menos de que existan controles de capital efectivos que protejan a los últimos (como en China). Una crisis económica o política, en cualquiera de los países en desarrollo en esta periferia del patrón dólar, genera presiones en los ciudadanos nacionales para huir hacia los activos en dólares que redituaban intereses, como puerto de refugio.

Aun en Asia oriental (excepto Japón), empresas y hogares no conservarán voluntariamente bonos o depósitos internos que redituaban intereses más que en el caso de que la tasa real de rendimiento sea superior a la de los bonos en dólares con plazo de vencimiento equivalente. En efecto, es un hecho que para mantener depósitos (o bonos) en moneda interna, es preciso que paguen a su vencimiento una prima, por comparación con los depósitos a plazo (o bonos) denominados en dólares, y esta prima de riesgo es típicamente mucho mayor a largo que a corto plazo. En realidad, la prima de riesgo para los bonos a largo plazo denominados en moneda interna puede ser tan elevada, que usualmente no existe mercado abierto para los plazos de vencimiento más largos de la escala.

La medición de la prima de riesgo, o sea distinguiéndola de la esperada depreciación (o apreciación) anualizada de la moneda interna, constituye un problema econométrico intrincado. Además dentro de las economías en desarrollo, las tasas de in-

terés son sumamente variables, tanto por lo que se refiere a las series cronológicas temporales como a través de los países. Con anterioridad a los ataques a la moneda de Tailandia en 1997, la prima de riesgo relevante en los depósitos a tres meses de las economías deudoras de Asia oriental promediaban alrededor de 4 puntos de porcentaje, en tanto que en América Latina el promedio se acercaba a 5-6 puntos de porcentaje por arriba del punto de referencia que constituían los activos en dólares.

En los mercados financieros, *unidad de cuenta* y *patrón de pago diferido* (cuadro 3) son conceptos estrechamente relacionados, y se refieren al papel del dinero como numerario en contratos internos: el primero es más bien un concepto a corto plazo, mientras que el último es de largo plazo. Por lo que respecta a los contratos de deuda privada a largo plazo en los países latinoamericanos, el dólar se utiliza comúnmente como patrón de pago diferido, aun en los casos en que la moneda interna se usa como medio liquidación. La razón es que se da por supuesto que el dólar conserva mejor su valor adquisitivo real a través del tiempo, y que se pueden obtener cotizaciones instantáneas del tipo de cambio sobre el valor del dólar en moneda interna, cuando el contrato llega a su vencimiento. En forma correspondiente, los contratos de deuda privada raramente están vinculados a los índices de precio internos (como el WPI o CPI), en parte por las dudas que suscita la confiabilidad estadística de tales índices y por las lagunas en cuando a los datos que se coleccionan sobre precios.

Incluso con el dólar como numerario para las emisiones de bonos privados internos y aun muchos de los soberanos, dichas emisiones de bonos suelen ser a corto plazo, o contar con una tasa de interés flotante establecida por el rendimiento de los activos a corto plazo (treinta días). El predominio del dólar en los mercados internacionales de bonos a largo plazo, en donde la Tesorería de Estados Unidos está considerada como el activo mundial más “libre de riesgo”, proporciona un activo competitivo que inhibe la emisión de bonos a largo plazo, particularmente de los emitidos por el sector privado en los países en desarrollo. La ausencia de una paridad firme del tipo de cambio a largo plazo, que mantenga el poder adquisitivo de los bonos internos de manera apreciablemente constante en términos de activos mundiales libres de riesgos, es decir, lo que es la Tesorería de Estados Unidos, constituye un significativo obstáculo para los mercados en bonos internos a largo plazo en los países periféricos.

El resultado es lo que Ricardo Hausmann llama el “pecado

original” de las economías de mercado emergente. El financiamiento sigue siendo de muy corto plazo, y el (muy considerable) componente internacional de los préstamos y créditos está denominado en la moneda de otro, es decir, en dólares. Sin un mercado interno de bonos, los sistemas financieros en los países periféricos tienen una mayor propensión a los accidentes, lo que a su vez refuerza la asimetría inherente entre monedas débiles en la periferia y moneda fuerte en el centro. La inestabilidad financiera interna que el mencionado experto destacó, y la competición internacional de los activos en dólares que yo subrayo, se combinan para hacer muy difícil la redención del pecado original.

II. EL DILEMA DEL TIPO DE CAMBIO DE ASIA ORIENTAL

Teniendo en cuenta lo que hemos dicho acerca de cómo opera el patrón dólar en la era moderna, ¿cuáles son sus implicaciones para Asia oriental? Las economías de Asia oriental, incluido Japón, comercian actualmente entre sí tanto como lo hacen con el resto del mundo. Como esta integración económica prosigue, se está volviendo cada vez más necesario un patrón monetario común. Las tasas de interés deben mejorar su alineamiento y los tipos de cambio volverse más estables.

De otro modo, frente a las grandes disparidades de las tasas de interés y la incertidumbre de los tipos de cambio, los flujos de dinero especulativo (ciclos de exceso de empréstitos seguidos de fuga de capitales y *cracks* monetarios) no dejarán de repetirse, como ocurrió en Indonesia, Corea, Malasia, Filipinas y Tailandia, en 1997-98. Cuando los tipos de cambio se modifican, los efectos se derraman de un país a otro y pueden generar oleadas de inflación y deflación regionales. En esta forma, gran parte de los beneficios económicos derivados de la actual integración en flujos de bienes y capital en Asia oriental podrían perderse, como tuvieron que aprenderlo en perjuicio suyo los países de la Unión Europea (UE), antes del advenimiento del euro, en enero de 1999.

Desde el punto de vista positivo, los países de Asia oriental tienen colectivamente el potencial fiscal para asegurar la estabilidad monetaria regional. Cada uno de ellos (con la posible y notable excepción de Indonesia) cuenta con la suficiente capacidad impositiva, o un sistema bancario interno lo suficientemente grande para apoyar las finanzas gubernamentales sin inflación. Claro está, sus gobiernos pueden fracasar en la tarea de

regular adecuadamente su banca y controlar la oferta monetaria, pero contrariamente a la mayoría de los países de América Latina y África, los países de Asia oriental no necesitan recurrir al impuesto inflacionario y la continua depreciación de la moneda por necesidades fiscales. Así, los gobiernos de Asia oriental podrían decidir colectivamente la armonización monetaria regional, con formas de dinero internas estables. “Podrían” no es lo mismo que “lo harán”, claro está, pero a menos que los pros y contras económicos sean discutidos detalladamente, la *voluntad* política siempre estará ausente.

Haciendo a un lado la introducción de un “euro asiático” (lo que ciertamente no parece algo cercano), ¿cuál es la dificultad monetaria que inhibe el progreso colectivo hacia la estabilidad del tipo de cambio regional? El dilema de Asia oriental tiene tres facetas interrelacionadas.

Primero, todos los países de Asia oriental, excepto Japón, han vinculado en mayor o menor medida sus monedas al dólar de Estados Unidos, tanto antes como después de la crisis de 1997-1998. En ausencia de una crisis grave, la vinculación al dólar sirvió con anterioridad a 1997, y sigue sirviendo ahora, como ancla nominal para los niveles de sus precios internos, al mismo tiempo que reduce los riesgos de los flujos internacionales de capital a corto plazo. Esto no obstante, el continuo uso de una moneda “exterior” como base monetaria para asegurar la integración económica parece anómalo y sigue siendo controvertido.

Segundo, la posición de Japón con respecto a Estados Unidos es peculiarmente desequilibrada. Aunque Japón es el país acreedor más importante de la región y del mundo, la mayoría de sus acumulados créditos a extranjeros están denominados en una moneda extranjera, es decir, en dólares. Cuando el yen se aprecia, las instituciones financieras japonesas registran pérdidas en sus hojas de balance (medidas en yenes). Aún más, desde 1945 Japón sufre de vulnerabilidad ante las presiones de Estados Unidos para que cambie esta o aquella política interna. A veces esta presión se justifica, como cuando Estados Unidos impulsó una mayor liberalización de la economía japonesa. Desde el punto de vista negativo, empero, la presión episódica estadounidense sobre Japón para que apreciara el yen desde 1971 hasta bien entrado 1995, ostensiblemente para reducir los superávits comerciales japoneses, impartió un impulso deflacionario a la economía de Japón, que continúa en la actualidad. Desde fines de los años setenta, esta expectativa de un yen cada vez más valorizado y una continua deflación ha contribuido a

poner las tasas de interés nominales de los activos en yenes 4 puntos de porcentaje por debajo de las que corresponden a activos en dólares.

Desde 1995, empero, el yen no se ha apreciado en balance neto, aunque continúa fluctuando considerablemente frente al dólar. Esto no obstante, el diferencial de interés entre activos en yenes y dólares en todos los plazos de vencimiento siguen siendo tan amplios como siempre: de 3 a 5 puntos de porcentaje. Parte del diferencial podría explicarse por el temor del mercado a que la presión mercantil estadounidense sobre Japón para que aprecie el yen podría volver a presentarse, sobre todo si la economía de Estados Unidos entra en declinación. Una segunda parte del diferencial se debe al riesgo percibido por las instituciones financieras japonesas en la posesión de grandes existencias de activos de dólares, que fueron acumulados en Japón durante los últimos 20 años por los excedentes en cuenta corriente. Como el valor en yenes de estos activos en dólares fluctúa con el tipo de cambio, una prima de riesgo negativa reduce las tasas de interés en yenes por comparación con las que corresponden a los activos en dólares. De otro modo, las instituciones financieras privadas japonesas no tendrían suficientes incentivos para mantener el “excedente” de activos en dólares.

Estas dos fuentes de presión para elevar el yen, es decir, el temor de la presión mercantil estadounidense y las enormes existencias de activos en dólares actualmente en poder de instituciones financieras japonesas, fuerzan las tasas de interés nominales japonesas por debajo de las norteamericanas cuando el tipo yen/dólar no está trabado. Sin embargo, mientras las tasas de interés nominales en Estados Unidos se mantuvieron altas, como en los años setenta y ochenta, el hecho de que las tasas de interés fueran inferiores en Japón no causó perjuicio alguno. Sin embargo, cuando las tasas de interés norteamericanas a su vez cayeron a más bajos niveles (en promedio) a partir de mediados de los noventa y hasta fines de 2001, las tasas de interés nominales a corto y largo plazo para activos en yenes se vieron atrapadas en cerca de cero. En esta trampa de liquidez “impuesta externamente”, el Banco de Japón resultó impotente para tratar el desplome deflacionario del país.

Tercero, la *interacción* financiera entre Japón y el bloque de dólares de Asia oriental ha sido fuente muy importante de inestabilidad originada por impredecibles cambios en el no trabado tipo de cambio yen/dólar, mientras que los demás países de Asia oriental sí están trabados con el dólar. Estas fluctuaciones en la tasa yen/dólar agravan las oscilaciones en el ingreso y el

empleo. Cuando el yen está sobrevaluado con respecto al dólar, asimismo resulta sobrevaluado con respecto a todos sus socios comerciales de Asia oriental. Esto induce un ciclo económico inverso: siendo todo lo demás igual, cuando el yen se eleva, las otras economías pequeñas entran en auge, mientras que Japón registra una depresión, y viceversa.

Asimismo, la discrepancia entre las muy bajas tasas de interés en Japón y las normalmente más altas tasas de interés del bloque de dólares de sus socios comerciales de Asia oriental, exacerbaba los flujos de dinero “especulativo” en la región. Tanto para los bancos como para las corporaciones no financieras de los mercados emergentes de Asia oriental, el margen de tentación para tomar prestado sin cobertura en divisas puede resultar irresistible cuando los diferenciales en las tasas de interés son grandes.

El llamado comercio de traspaso del yen es un caso que viene a cuento. Antes de la crisis de 1997-98, los bancos de algunas de las economías deudoras de Asia oriental aceptaban depósitos en dólares con bajos intereses o aun de yenes con intereses todavía más bajos; luego prestaban con rendimientos mucho más altos disponibles en los créditos en moneda interna. Estas riesgosas disparidades monetarias no sólo ocurrían en las instituciones financieras de las propias economías deudoras. Con un depósito básico de bajo costo en yenes, los bancos japoneses adquirirían activos de más alto rendimiento en dólares, baht, won, rupias y otras. Además, deben mencionarse los que eran (y son) altamente especulativos fondos de cobertura que se tomaban prestados en Tokio y eran prestados a su vez en Seúl, Bangkok, Jakarta, etc. Estos llamados fondos de cobertura se mueven inmediatamente con el más pequeño soplo de alteración del tipo de cambio; ino cabe duda de que son muy especulativos!

Tales flujos de capital especulativo fueron los que generaron la crisis de 1997-98. En las economías deudoras de Indonesia, Corea, Malasia, Filipinas y Tailandia, las corporaciones y los bancos habían acumulado enormes obligaciones de dólares y yenes no cubiertos. Cuando sus monedas fueron atacadas, estas obligaciones a corto plazo de divisas no pudieron ser renovadas. Esta repentina reversión de afluencias a salidas de capital les dejó indefensos y no pudieron evitar la depreciación de sus monedas. Las devaluaciones hicieron imposible el reembolso de sus deudas en divisas, ya que no contaban más que con corrientes de ingresos denominadas en moneda interna.

Otra consecuencia no tan bien conocida de la crisis fue la severa deflación de los precios en *dólares* para todos los bienes

que entraban en el comercio de Asia oriental. Al colapsarse la demanda de importaciones por parte de las economías en crisis, al mismo tiempo que sus exportaciones resultaban artificialmente estimuladas por las radicales devaluaciones de sus monedas frente al dólar, el ancla nominal norteamericana ya no pudo mantenerse. Es decir, el arbitraje de productos con el país central fue insuficiente para impedir que los precios en dólares de bienes y servicios en Asia oriental cayeran sustancialmente por debajo de los que prevalecían en Estados Unidos. En esta forma, las economías de Asia oriental que no se vieron forzadas a devaluar (China y Hong Kong han mantenido los tipos de cambio del dólar anteriores a la crisis hasta el presente) sufrieron una severa deflación interna, es decir, declinaciones de precio medidas en términos de sus monedas internas. Sin embargo, la firmeza de su tipo de cambio ante la caída de los niveles de precio internos salvó a las economías de Asia oriental de una mucho mayor calamidad: la que hubiera ocurrido si China y Hong Kong hubieran devaluado también.

Es evidente que el sistema monetario de Asia oriental sigue estando desequilibrado y tiene propensión a los accidentes. La "luna de miel" *poscrack* experimentada desde 1999 hasta el presente (en que las tasas de interés a corto plazo en las economías en crisis descendieron a niveles poco usuales y las corporaciones, bancos, y reguladores bancarios, financieramente castigados, se tornaron extremadamente cautelosos) no persistirá indefinidamente. Las tasas de interés singularmente bajas de los depósitos bancarios en baht, won y ringgit reflejan una reacción excesiva (superdevaluación) de sus monedas, que conducen a expectativas netas de moderada apreciación. Una vez que se restaure el equilibrio de los tipos de cambio reales, las tasas de interés en estas economías periféricas se incrementarán, y el diferencial de intereses con Estados Unidos y Japón (el margen de tentación para excederse en los empréstitos) volverá a ampliarse una vez más, teniendo en cuenta, en particular, que Japón se halla empantanado en una depresión deflacionaria en la que las tasas de interés a corto plazo permanecen cercanas a cero.

1. Objetivos de una reforma

Para superar esta fragilidad financiera y aminorar los incentivos a favor de los flujos de dinero especulativo, ¿cuáles deberían ser los objetivos clave de un patrón dólar reformado para Asia oriental? Un régimen reformado debería tratar de lograr:

- una seguridad más grande para el tipo de cambio a *largo plazo* en todas las economías de Asia oriental, no sólo en el actual bloque de países del dólar, sino en el propio Japón;
- una ancla monetaria común y altamente creíble contra:
 - i) el riesgo de temor de *inflación* en las economías deudoras, y
 - ii) el riesgo y temor de *deflación* en Japón;
- una mutua comprensión para adoptar políticas más apropiadas, con objeto de regular los bancos y los flujos de internacionales de capital.

Una consecuencia incidental sería un mejor alineamiento de la tasa de interés: con menores diferenciales de interés entre deudor y acreedor. Los fondos de cobertura especulativos ya no se sentirían atraídos por el comercio de traspaso del yen. Se atenuaría la necesidad de aplicar regulaciones draconianas a bancos y otras instituciones financieras, para impedir una exposición indebida del tipo de cambio y se reduciría el abuso de empréstitos. Sin embargo, para ciertos países de mercado emergente, los controles de capital (como en China) seguirían siendo necesarios, a fin de impedir que se asuman riesgos financieros indebidos.

Una segunda consecuencia sería el amortiguamiento, o la eliminación, del ciclo económico intrasiático oriental, generado por las fluctuaciones en la tasa yen/dólar. Sin embargo, incluso un patrón dólar reformado de Asia oriental seguiría siendo vulnerable a las perturbaciones mundiales, incluidas las asociadas con Estados Unidos mismo.

Una tercera consecuencia sería la ayuda que aportaría para superar la prolongada depresión económica de Japón. Las expectativas de deflación persistente en Japón se hallan ahora tan profundamente enraizadas que sería de considerar seriamente un importante programa internacional para poner fin a la amenaza de apreciación del yen y la continuada deflación interna.

2. El patrón dólar de Asia oriental

Durante más de una década, el gobierno japonés ha maniobrado para que se forme una zona yen en Asia oriental. Las fluctuaciones en el tipo de cambio yen/dólar han sido tanto más disruptivas en el propio Japón, dado que las otras naciones de Asia oriental (desde siempre sus más importantes socios comer-

ciales) han estado vinculadas de facto al dólar. De ahí que prominentes economistas en Japón y otros países estén abogando porque los socios comerciales de Japón en Asia oriental se aparten de su fijación con el dólar y se muevan hacia una vinculación con una combinación de monedas escogidas según la ponderación comercial. En esa “vinculación-canasta”, el yen tendría un considerable peso, que reflejaría el papel de Japón como principal país comercial de Asia oriental. Así, con cada uno de los otros países de Asia oriental vinculados a dicha canasta, los cambios entre sus tipos de cambio reales y el de Japón resultarían amortiguados durante las fluctuaciones del tipo yen/dólar.

Aunque la suavización de las fluctuaciones regionales es desde luego conveniente, la idea de una vinculación a una canasta pasa por alto la principal motivación que impulsó a las economías más pequeñas de Asia oriental a vincularse (aunque en forma laxa y no oficial) al dólar. El mundo está bajo el patrón dólar y los flujos comerciales en Asia oriental se facturan abrumadoramente en dólares. De la misma manera, los flujos financieros internacionales, incluidos los enormes flujos de pagos a corto plazo, están mayormente denominados en dólares. Así, en períodos sin crisis, las autoridades monetarias en mercados emergentes de Asia oriental tienen una motivación dual para tratar de que sus tipos de cambio no oscilen mucho frente al dólar:

- Cada banco central busca una *ancla nominal externa* como meta o instrumento, o bien ambos a la vez, para afianzar su nivel de precios nacional, cuando su mercado de capitales interno está subdesarrollado. Para anclar su nivel de precios interno eficazmente, es preciso no permitir que el tipo de cambio de un país se mueva demasiado sobre una base de baja frecuencia, es decir, medido mensual o trimestralmente, aunque algunos países de Asia oriental admiten cierta derivación ascendente o descendente en estas frecuencias.
- Como las finanzas son a corto plazo en los mercados emergentes en general, y en Asia oriental en lo particular, la política monetaria se ha organizado a fin de mantener el tipo de cambio del dólar muy estable en niveles de alta frecuencia, es decir, medidos sobre una base semanal o aun diaria. *El riesgo de los pagos al extranjero se reduce* con una vinculación al dólar basada en esa alta frecuencia.

De modo que si algún mercado emergente de Asia oriental cambia su política y opta por vincularse, tanto a baja como alta

frecuencia, a una canasta de monedas combinadas, su tipo de cambio fluctuará necesariamente con mayor amplitud respecto al dólar. En consecuencia, el ancla nominal de ese país para los precios internos se tornará menos segura y los riesgos financieros internos se incrementarán, lo que posiblemente llevará a la existencia de primas de riesgo más altas en sus tasas de interés internas.

¿Por que no ir al otro extremo y hacer que todos los mercados emergentes de Asia oriental se vinculen al yen? El problema es que el yen no es una moneda internacional. Las vinculaciones oficiales al yen, ciertamente a altas frecuencias, incrementarían los riesgos en los pagos en dólares a elevada frecuencia. Además que la vinculación al yen sobre una base mensual o trimestral no sería una ancla nominal satisfactoria para los precios y las tasas de interés en otros países de Asia oriental. Durante más de un decenio, Japón se ha mostrado incapaz de liberarse de una continua deflación de precios y la depresión económica. Por lo tanto, a los otros países de Asia oriental para nada les agradaría importar esa deflación al vincularse con el yen, y aun menos querrían tener tasas de interés cercanas a cero, como ocurre en Japón. En contraste, la política monetaria de Estados Unidos en la década de los noventa y hasta nuestros días representa una mejor elección para una común ancla monetaria en Asia oriental. Empero, contrariamente a los diamantes, no es para siempre.

Asia oriental no tiene todavía el grado de integración económica que poseen los países de la Unión Europea. Ni está cerca de contar con la imprescindible cohesión política para imponer a los países miembros las necesarias condiciones fiscales (al modo del Tratado de Maastricht), a fin de introducir una moneda regional independiente, similar al euro. En consecuencia, para resolver el dilema del tipo de cambio, el patrón dólar de Asia oriental requiere más bien ser racionalizado que desechado.

3. Nuevas reglas para la jugada del patrón dólar: ¿vuelta a las paridades fijas en el tipo de cambio?

Una manera de crear una zona de mayor estabilidad de tipos de cambio alrededor de Japón consistiría en requerir a los otros países de Asia oriental que se vincularan más al yen. Para ello, los 10 mercados emergentes en Asia oriental tendrían que cambiar colectivamente, y en contra de lo que (correctamente) perciben como sus mejores intereses, sus existentes prácticas de

fijar sobre el dólar sus tipos de cambio. En lugar de eso, la economía política de la situación sugiere un camino alternativo. A fin de crear una zona de estabilidad monetaria y de tipo de cambio en Asia oriental alrededor de Japón, este país debería a su vez integrarse al bloque dólar: “si no lo puedes ganar, únete”.

¿Sería posible fijar el yen al dólar, dentro de una banda estrecha a mediano plazo, y sin deriva ascendente a largo plazo, todo ello de una manera creíble? Únicamente si existe un acuerdo explícito con Estados Unidos. Desde 1971 comenzaron a registrarse presiones estadounidenses para que se elevara el yen ante los altos y crecientes superávits, lo cual puso en marcha, para los años noventa, una gran parte de la presión deflacionaria y las tasas de interés cercanas a cero que vemos en Japón actualmente. Por lo tanto, para sofocar las expectativas de un yen todavía más elevado y continua deflación se requiere un pacto entre Estados Unidos y Japón con dos estipulaciones principales:

- un convenio comercial, tal vez bajo la forma de un acuerdo de libre comercio bilateral, para poder mediar en las disputas *sin* recurrir a modificaciones, o abogar por ellas, en el tipo de cambio yen/dólar;
- un acuerdo monetario que establece una paridad a largo plazo o bien un valor punto de referencia para el tipo de cambio *nominal* yen/dólar cercano a la paridad de su poder adquisitivo (PPP), es decir, un tipo que aproximadamente iguala los costos del productor en los dos países, a partir del día en que el acuerdo es firmado.

A fin de mantener esta nueva paridad, digamos 120 yenes por 1 dólar, ambos gobiernos estarían dispuestos a intervenir conjuntamente a corto plazo, en el caso de que el tipo de mercado comenzara a divergir de manera clara de 120. Sin comprometerse los dos países con una banda estrecha entre márgenes duros, estarían listos para no dejar de empujar cualquier mercado errante para que se estabilizara de nuevo en 120. Siempre que estas intervenciones se llevaran a cabo conjuntamente y con determinación, el efecto de señalización a los mercados sería suficientemente fuerte, de tal modo que tan sólo un pequeño ajuste monetario inmediato, si alguno, se requeriría por parte de los dos países.

Sin embargo, para mantener el tipo constante en el mediano y largo plazos, sí sería necesario un ajuste monetario. La prin-

principal responsabilidad del ajuste recaería en el Banco de Japón, más bien que en el Banco Federal de la Reserva de Estados Unidos. A medida que las tasas de interés nominales sobre los activos de yenes se elevaran con objeto de alcanzar los de los activos en dólares (Japón escapa de la trampa de liquidez), el Banco de Japón se mantendría alerta para retirar o inyectar base monetaria interna en el sistema, a fin de mantener la paridad en el punto de referencia del yen/dólar.

En contraste, la Reserva Federal no ajustaría la base monetaria norteamericana a las fluctuaciones en el tipo yen/dólar, o en ningún otro tipo de cambio. En lugar de eso, como es propio del país central, la Fed se enfocaría (como ya lo hace ahora) hacia el manejo de la oferta monetaria de Estados Unidos para estabilizar el nivel de precios estadounidense. Bajo el patrón dólar, el nivel de precios norteamericano se convierte en el ancla a la que los demás países se ajustan.

Una vez que el “péndulo oscilante”, es decir, el tipo de cambio yen/dólar, ha sido adecuadamente asegurado para el largo plazo, los demás países de Asia oriental podrían más fácilmente convertir su moneda, a fin de que de la vinculación informal a la deriva con el dólar pasara a una paridad fija con el dólar sin experimentar deriva a largo plazo. Subsiste, empero, una pregunta: ¿por qué habrían de tomarse el trabajo de convertirse a paridades de tipo de cambio más formales a largo plazo? La respuesta es triple:

- Un ataque a la moneda de cualquier país se vuelve menos probable, pero en caso de ocurrir causa menos daño. Si la paridad a largo plazo es creíble, entonces cualquier crisis repentina que obligue al gobierno a poner en flotación su moneda y dejar que se deprecie, establece la expectativa regresiva de que la moneda interna eventualmente volverá a apreciarse y recobrará su nivel de paridad a largo plazo. Las expectativas regresivas del tipo de cambio limitan la extensión de cualquier devaluación inmediata inducida por la crisis, al mismo tiempo que reduce el incremento necesario de las tasas de interés a corto plazo, a fin de defender la moneda.
- El contagio (inadvertido) de las devaluaciones que empobrecen al vecino son contenidas con más eficacia. Si los mercados saben que una inesperada devaluación de cualquier otro país es solamente temporal, entonces la presión mercantil sobre los países vecinos de Asia oriental para que dejen que se deprecien sus monedas será menor. Y para completar el

círculo virtuoso, todo país de Asia oriental encontraría que es mucho más fácil mantener la credibilidad de su paridad con el dólar a largo plazo, si los países vecinos, que son también sus competidores mercantiles, estuvieran bajo el mismo régimen de tipo de cambio.

- El desarrollo de un mercado de bonos interno a largo plazo, con una prima de riesgo reducida para todos los vencimientos, se torna más fácil. Conforme al patrón dólar mundial, los bonos de la Tesorería de Estados Unidos constituyen el activo "libre de riesgo" o puerto de refugio en los mercados de capital internacionales. En lo que concierne a una economía de mercado financiero abierto emergente, las emisiones de bonos internos a largo plazo nunca serán atractivos a menos que el pago a su vencimiento tenga (aproximadamente) el mismo poder adquisitivo que el de la Tesorería de Estados Unidos.

De modo que los finiquitos derivados de que se formalice la participación de Asia oriental en el patrón dólar mundial podrían ser sustanciales. El establecimiento de compromisos de tipo de cambio más seguros por parte de las pequeñas economías con propensión a endeudarse (siendo Japón el gran acreedor) llevaría al mutuo reforzamiento del ancla nominal común. Un tipo de cambio fijo yen/dólar resulta un ancla más poderosa contra la persistente deflación en Japón, si los vecinos de Japón en Asia oriental tienen también paridades con el dólar a largo plazo seguras. Y viceversa. Los mercados emergentes como Corea encontrarían que la vinculación con el dólar a largo plazo es mucho más atractiva cuando el tipo yen/dólar está finalmente bien trabado.

Dado el rápido crecimiento económico de China y su enorme PNB en la actualidad, su persistente compromiso con una paridad con el dólar a largo plazo es (sería) particularmente benéfico para el sistema económico de Asia oriental en su conjunto. De hecho, el que China mantuviese un tipo de cambio fijo de 8.3 yuanes por dólar durante la gran crisis de 1997-98, impidió que el contagio por las devaluaciones fuera mucho peor.

China tiene ahora una razón adicional para formalizar el compromiso del tipo de cambio en 8.3 yuanes por dólar. Dada la reciente afluencia de exportaciones de China a Japón, los empresarios y granjeros japoneses están maniobrando con cierto éxito para que se establezcan tarifas y cuotas como protección contra los bienes chinos. ¡Y además quieren que el gobier-

no chino aprecie el renminbi! Claro está, empero, que la apreciación del RMB determinaría una mayor deflación en China, idel mismo modo que las manipulaciones de los empresarios norteamericanos para conseguir que el yen se elevara entre los años setenta y el final de 1995, determinó la deflación en Japón! Más vale dar seguridad a la economía de Asia oriental con la formalización de compromisos de paridad a largo plazo, de modo que no se pueda creíblemente acusar a los gobiernos de manipular sus tipos de cambio para obtener ventajas comerciales. El patrón monetario común en Asia oriental debería ser neutral, y además considerado imparcial con respecto al flujo y reflujo de la competencia mercantil.

Mario Bergara
José A. Licandro

Regulación prudencial y ciclos de crédito: un enfoque microeconómico

I. INTRODUCCIÓN

La vinculación entre los ciclos del crédito y del nivel de actividad es un hecho estilizado ya descrito en la literatura económica. Aunque en escaso número, existen trabajos que muestran las relaciones entre ambos y establecen canales de comunicación que, evidentemente, hacen que los procesos funcionen en retroalimentación. En efecto, es típico que en períodos de auge el crédito otorgado por las instituciones financieras se incrementa, lo que incentiva el gasto privado e impacta positivamente el nivel de producto. A la inversa, en los momentos de retracción económica el crédito se desacelera o contrae afectando negativamente la demanda agregada y, por ende, coadyuvando

Publica el CEMLA con la debida autorización, el trabajo elaborado por M. Bergara y J. A. Licandro, funcionarios, de la Gerencia de Investigaciones Económicas, del Banco Central del Uruguay. 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 muy especialmente a Jorge Ottavianelli por la motivación y las discusiones sobre el tema abordado. Asimismo, agradecen los útiles comentarios de Gerardo Licandro y Andrés Masoller. Las visiones expresadas en este artículo son de responsabilidad exclusiva de sus autores y no comprometen la posición institucional del banco central. Las sugerencias y comentarios son bienvenidos a las siguientes direcciones electrónicas: bergara@bcu.gub.uy y licandro@bcu.gub.uy.

a retroalimentar el proceso recesivo del nivel de actividad. Entre los trabajos pioneros en ese sentido se encuentran los de Bernanke y Blinder (1987 y 1988), quienes desarrollan el canal crediticio de la política monetaria para explicar la vinculación cíclica entre crédito y nivel de actividad.¹ Recientemente, Gourinchas *et al.* (2000) confirman la relación descrita en un análisis de los hechos estilizados asociados a los *booms* de crédito.

Asimismo y por carriles separados, se fueron desarrollando los conceptos teóricos que dan sustento a la regulación prudencial plasmada en los acuerdos de Basilea de 1988. Aquí primó el análisis microeconómico de la empresa bancaria, el que permitió el desarrollo de modelos capaces de representar los problemas de daño moral y selección adversa que se generan debido a las asimetrías de información, propias de los mercados financieros en general y de crédito en particular.² Rochet (1999) sintetiza la evolución de las regulaciones sobre solvencia bancaria y la analiza en un marco conceptual coherente basado en la teoría de contratos.

De este modo, la normativa prudencial, cuyo objetivo primordial era precisamente mitigar los afectos adversos de las asimetrías de información, se impuso a escala internacional, sin mayores consideraciones de los eventuales efectos macroeconómicos que de ella pudieran derivarse. Sin embargo, con el paso del tiempo, se fue generalizando la idea de que dicha normativa, si bien estaba diseñada adecuadamente para incrementar la solvencia del sistema financiero, no contribuía a suavizar o, incluso, amplificaba el ciclo del crédito, con el consiguiente efecto negativo de incrementar la volatilidad del producto por ese medio. Estos aspectos macroeconómicos comienzan a ser abordados desde el punto de vista teórico a mediados de los noventa por Blum y Hellwig (1995), quienes encuentran que, bajo ciertas circunstancias, los requerimientos de capital operan de manera procíclica.³

Más recientemente, varios reguladores han optado por modificar ciertos aspectos de la normativa prudencial, con el fin de eliminar el sesgo procíclico que supuestamente se introduce en

¹ Diversas versiones del “canal de crédito” o del “acelerador financiero” pueden verse en Kiyotaki y Moore (1997), Aghion *et al.* (1998), Bernanke *et al.* (1998) y Schneider y Tornell (1999).

² Una excelente síntesis de esta literatura se encuentra en Freixas y Rochet (1997), a la vez que resulta de interés revisar Dewatripont y Tirole (1994).

³ Algunos trabajos que relacionan los requerimientos de capital y la conducta bancaria se reseñan en BPI (1999).

el desempeño del crédito.⁴ Asimismo, dada la situación de recesión que ha venido experimentando América Latina en los últimos años, en algunos foros regionales se viene bregando por relajar las normas prudenciales con el objeto de mitigar ese efecto no deseado sobre el crédito, en el entendido que el mantenimiento de las normas dificulta la recuperación económica. En particular, Ocampo (2000) propone un paquete de políticas anticíclicas para la región que suma medidas de este tipo a las tradicionales del campo macroeconómico, como la política cambiaria y el manejo de deuda pública.

Sin embargo, las propuestas que se están formulando no se incorporan a un marco conceptual suficientemente avanzado. De ahí que el esfuerzo de este trabajo se concentre en el desarrollo de un modelo microeconómico que capture los principales elementos que los bancos toman en consideración para determinar el nivel de crédito, entre los que se destacan los requerimientos de la normativa prudencial, tanto en materia de capital como de provisiones por incobrabilidad. Asimismo, el modelo permite explorar cómo afectan las normas prudenciales a la prociclicidad del crédito y qué elementos deben tenerse en cuenta en su diseño, a efectos de mitigarla.

El modelo propuesto formaliza la idea que, en general, la regulación prudencial no exagera el ciclo crediticio, dado que en ausencia de la misma, la volatilidad tendería a ser aún mayor. Con las medidas de solvencia, el regulador obligaría a los intermediarios financieros a internalizar, aunque sea de manera parcial, las externalidades negativas derivadas de la quiebra bancaria, estimulando la conformación de fondos para cubrir pérdidas esperadas y no esperadas. En la medida en que se desee suavizar la evolución del crédito, la solución de primer óptimo consistiría en adecuar las tasas de previsión según la fase del ciclo en que se esté operando, de forma que se compense el efecto de la miopía. Obviamente, este resultado no es pasible de ser obtenido, dado que implicaría conocer de manera sistemática en qué punto del ciclo se encuentra la economía y tener una adecuada medida del grado de miopía de las entidades bancarias en su toma de decisiones, lo cual no es observable. Una solución de segundo óptimo (aunque implementable) consistiría en determinar las provisiones corrientes en función del

⁴ Los ejemplos más recientes que se detectan son los cambios en la normativa española y peruana que rigen desde principios de 2000. El caso español se describe adecuadamente en Poveda (2000) y Fernández de Lis *et al.* (2000). Una discusión general del tema a nivel internacional puede verse en Cortavarria *et al.* (2000).

riesgo de incumplimiento de largo plazo (o ajustado por el ciclo), dando soporte conceptual a algunas prácticas regulatorias que se están comenzando a diseñar y aplicar. Este aspecto no resuelve el problema que los banqueros perciben los riesgos de manera miope, pero hace que la normativa no genere incentivos para amplificar la prociclicidad del crédito, sin menoscabo de la función propia de la norma que es mitigar el daño moral en cuanto a la toma de riesgos. Se destaca, asimismo, que las medidas prudenciales para mitigar la prociclicidad del crédito deberían concentrarse, entonces, en la conformación de las previsiones por incobrabilidad y no en los requerimientos de responsabilidad patrimonial. Tal como suelen estar diseñados, estos últimos no operan necesariamente de manera procíclica, en la medida en que las instituciones adecuan su portafolio según la fase del ciclo en cuestión.

El trabajo se ordena de la siguiente manera. En la parte II se presentan los principales ingredientes conceptuales que hacen a la motivación y discusión del tema. En la parte III se desarrolla el modelo de base propuesto, el que es utilizado en la parte IV y V para diferentes ejercicios de estática comparada que permitan discutir el diseño de las normas prudenciales y su efecto sobre la prociclicidad del crédito. Por último, en la parte VI se concluye.

II. PROCICLICIDAD DEL CRÉDITO Y NORMAS DE SOLVENCIA

Una de las principales justificaciones de la normativa prudencial reside en los incentivos de las instituciones a no asegurarse en el largo plazo, dado que no internalizan los efectos negativos de la quiebra bancaria sobre el sistema de pagos y que priman las relaciones de agencia con aquellos que toman decisiones en la entidad. Con respecto al primer factor, existe una diferencia sustancial entre la función de utilidad de un banco y la del regulador⁵, asociada al impacto de las crisis bancarias y la responsabilidad limitada de las instituciones, promoviendo el daño moral en su actividad de toma de riesgos. Con relación al segundo aspecto, los gerentes bancarios suelen operar con un horizonte temporal relativamente corto, dado que se ven en la

⁵ Se asume aquí que la función de utilidad del regulador refleja los intereses de la sociedad, dejando de lado consideraciones sobre "captura" regulatoria por parte de las empresas supervisadas y la existencia de agendas privadas por parte de los agentes reguladores.

necesidad de mostrar resultados satisfactorios de manera sistemática (y no sólo en el largo plazo).⁶ Esto también induce comportamientos riesgosos desde una perspectiva de la sociedad. Por estos motivos, el regulador, al representar los intereses de la sociedad y en particular de los pequeños depositantes desinformados, obliga a las entidades a conformar fondos de seguridad, tanto para pérdidas esperadas (previsiones por incobrabilidad) como no esperadas (responsabilidad patrimonial, seguros de depósitos, etc.).⁷ A efectos de mitigar el riesgo moral, la literatura económica sugiere que los aportes a tales fondos se determinen en función de los riesgos asumidos por cada institución.⁸

La regulación prudencial se basa en reglas vinculadas a los niveles de capitalización y de provisionamiento para cubrir pérdidas por incumplimiento. Santos (2000) presenta una revisión de la literatura sobre la regulación del capital bancario, su justificación basada en las asimetrías informacionales, la representación de los depositantes no sofisticados y el argumento del riesgo sistémico y las recomendaciones del Acuerdo de Basilea al respecto. Debe destacarse que los requerimientos patrimoniales suelen hacerse en función de un *ranking* de riesgo ligado al tipo de activo. Algunos activos (como por ejemplo el crédito al sector privado) se consideran intrínsecamente más riesgosos que otros (como ser los bonos gubernamentales).⁹ El requisito de adecuación patrimonial depende de la naturaleza institucional del prestatario. Por lo tanto, tales exigencias de capital no se ajustan directamente a las variaciones del riesgo asociado a cada tipo de activos en el tiempo ni a las correlaciones posibles entre los riesgos de cada tipo. El capital requerido varía básicamente por motivo del cambio en la composición óptima del portafolio de la entidad, pero no por las variaciones en la calidad crediticia subyacente. Por su parte, las previsiones por incobrabilidad cambian con el ciclo económico, dado que las pérdidas esperadas varían con la percepción del riesgo y la valuación de las garantías.

Tirole (1994) destaca que los criterios de capitalización del

⁶ Esta visión es consistente con el planteo de Dewatripont y Tirole (1994) referido a que los gerentes bancarios tienen un esquema de incentivos (no necesariamente formal) vinculado a la potencial "intervención externa" en la gestión y dirección de la entidad de parte de los accionistas o sus representantes.

⁷ Ver Falkenheim y Powell (1999) y Jackson y Lodge (2000).

⁸ Ver Freixas y Rochet (1997), Escudé (1999) y Bergara y Licandro (1999).

⁹ Una descripción de las características básicas de las recomendaciones del Acuerdo de Basilea se encuentra en Dewatripont y Tirole (1994).

Acuerdo de Basilea aíslan a los gerentes bancarios del riesgo agregado en la economía, pudiendo inducir a la liquidación de entidades en circunstancias que están fuera del control gerencial del banco. También discute la conveniencia de que los requerimientos de adecuación patrimonial se “indexen” al ciclo de negocios, en la medida en que los reguladores tienden a ser más indulgentes en los períodos recesivos.

Por su parte, Blum y Hellwig (1995) presentan un modelo que intenta explicar los efectos macroeconómicos de las normas prudenciales sobre el crédito. Su trabajo se concentra en el análisis de los efectos de los requerimientos de capital derivados del Acuerdo de Basilea, y llegan a la conclusión de que dichos requerimientos operan de manera procíclica. Los aspectos microeconómicos del sistema financiero se modelan incorporando un banco típico que tiene ciertas disponibilidades constituidas por los depósitos que capta del público y por el capital del banco. Asimismo, la aplicación de esos fondos se hace entre bonos del gobierno, reservas bancarias (liquidez) y crédito al sector privado. La elección de la estructura de portafolio de los bancos está influida por dos consideraciones básicas.

- Los bancos siempre preferirán prestar al sector privado sus fondos disponibles, pues asumen que el retorno de estos activos es superior al de los bonos y las reservas. Según esta visión, los bancos aplicarán la mayor cantidad posible de fondos en créditos al sector privado. De este modo, no aparece el riesgo como variable importante a la hora de determinar el portafolio óptimo.
- Existe un regulador que impone a los bancos requisitos de liquidez (modelado como un porcentaje fijo de los depósitos captados por la institución) y requisitos de capital en función de los créditos otorgados al sector privado (modelado a la usanza de los requisitos de capital del Acuerdo de Basilea).

Como no existen consideraciones de riesgo, el crédito al sector privado se determina como el mínimo entre los fondos prestables disponibles (esto es la suma de depósitos netos de encaje más el capital del banco) y la restricción impuesta por los requisitos de capital. Para introducir la vinculación con el ciclo, se considera que el valor de los activos de riesgo a los efectos de la capitalización de los bancos se hace con base a criterios contables de valor de mercado, el cual se supone positivamente asociado al ciclo. Con estos supuestos, cuando la actividad económica se retrae, cae el valor de mercado de los activos, por lo

que los bancos, manteniendo el mismo capital, tienen menos posibilidades de dar crédito al sector privado, generándose la posibilidad de *credit crunch*. Esta es la situación donde aparece el efecto procíclico de las normas de capital.

El presente trabajo sugiere un modelo de portafolio en que se determine el nivel óptimo de crédito sobre la base que el análisis de los incentivos gerenciales y regulatorios permite una mejor comprensión de los mercados financieros. Mediante el mismo, es posible demostrar que el crédito es naturalmente procíclico cuando los banqueros sufren de miopía y son aversos al riesgo, aún sin la existencia de normas prudenciales. El comportamiento miope refiere a que los bancos suelen evaluar sus riesgos de crédito influidos por el ciclo, esto es que en los años de bonanza consideran bajos riesgos mientras que en los años malos los incrementan.¹⁰ Esta tendencia se asocia a que efectivamente la mayoría de las medidas usuales de riesgo y de los modelos cuantitativos de riesgo de crédito son consistentes con la percepción de que el riesgo se reduce en períodos de auge y se incrementa en las fases recesivas. La evidencia asociada a los resultados de los modelos de calificación internos de las entidades financieras reafirma la existencia de prociclicidad en la evaluación de los riesgos. La existencia de información asimétrica y de relaciones de agencia entre gerentes de crédito y depositantes y accionistas se encuentran en la base del problema. También es posible mostrar que las normas prudenciales, tanto las de capital como las de previsión, pueden diseñarse de tal manera que mitiguen dicha prociclicidad.

III. EL MODELO BÁSICO

Dado que la intención del trabajo consiste en enfatizar el impacto de las medidas de regulación prudencial por el lado de los activos bancarios, el modelo se concentra en las decisiones de cartera de las instituciones. En particular, se considera que el portafolio de una entidad bancaria representativa (P) se compone de dos tipos de activos, bonos (B) y créditos (C), de tal manera que: $P = B + C$. Se define c como la proporción del portafolio de la institución que está constituida por el crédito ($c = C/P$). Ambos activos se distinguen por sus condiciones de retornos y riesgos de acuerdo a la siguiente notación: r_B y r_C re-

¹⁰ Sobre la noción de miopía en cuanto al comportamiento de los banqueros, ver Devlin (1986), Herring (1999) y, Herring y Wachter (1999).

presentan las tasas de retorno del bono y el crédito respectivamente, con $r_C > r_B$,¹¹ mientras que el riesgo de contraparte asociado al bono se asume igual a cero ($\theta_B = 0$) y el referido al crédito se define como $0 < \theta \leq 1$. Debe notarse que el interés se centra en el riesgo de incumplimiento del deudor, dejando a lado la existencia de otras fuentes de riesgo que caracterizan a la actividad financiera en general (tasas de interés, moneda, legal, etc.). Este aspecto, junto con el hecho de que la entidad bancaria puede gozar de cierto poder de mercado en la actividad crediticia, hace que el supuesto de que el retorno del crédito supere al del bono sea razonable, además de simplificador.

Uno de los aspectos relevantes consiste en introducir las consideraciones cíclicas, para lo cual se define la variable $y = Y - Y^*$, que refleja la distancia entre el nivel de actividad corriente (Y) y el de tendencia (Y^*). Obviamente, si dicha variable es positiva, la economía se encuentra en la parte alta del ciclo. El hecho estilizado en cuanto a que el riesgo de incumplimiento aumenta en los períodos recesivos y se reduce en las fases de auge de la economía se captura a través de la función $\theta(y)$, asumiendo que $\theta'(y) < 0$.

Tal como se discutió en la sección precedente, las fuentes de volatilidad pueden asociarse tanto al canal monetario como al crediticio. El presente modelo se centra en lo que ocurre en el segundo de ellos. Se asume, entonces, que el nivel de depósitos de que dispone la entidad representativa está dado ($D = \bar{D}$). De este modo, se aísla al tema de estudio de otras posibles fuentes de prociclicidad, asociadas al canal monetario o derivadas de las restricciones de fondos prestables por el lado de la captación.

También se justificó la necesidad de que un órgano regulador obligue al banco a cumplir con cierta normativa prudencial, especialmente el mantenimiento de un *stock* mínimo de capital en función de las características de sus activos y de la conformación de un fondo de provisiones asociadas al riesgo de incobrabilidad de sus créditos. La presencia de riesgo moral referida a que los banqueros no tienen el mismo horizonte temporal que la sociedad y que no internalizan los efectos negativos de las quiebras bancarias hace razonable que le sean definidas tales normas de prudencia. A los efectos del modelo y siguiendo el espíritu de las recomendaciones del Comité de Basilea, se define el requerimiento patrimonial como: $K_{\min} = k_B \cdot B + k_C \cdot C$, to-

¹¹ En los hechos, la diferencia entre ambas tasas de retorno varía con el ciclo. No obstante, se asumen constantes a efectos de simplificar la presentación, sin que ello le quite generalidad a los resultados del modelo.

mando $k_B = 0$ y $k_C > 0$. Por lo tanto, la restricción patrimonial por unidad de crédito se reduce a k_C . Asumiendo que el costo de oportunidad de mantener una unidad de capital es igual a una constante r , el costo por unidad de crédito será $k = rk_C$. Por su parte, las previsiones por incobrabilidad se determinan como una fracción $\alpha > 0$ de la cartera de préstamos cuya contraparte incumple en el período corriente. Debe agregarse que si las previsiones se efectúan sobre el monto de créditos no garantizados, la valuación corriente de tales garantías acentúa el carácter cíclico de las mismas, por lo que las conclusiones que se extraigan para la política de provisionamiento también regirán para los criterios de valuación de garantías a lo largo del ciclo económico.¹² En consecuencia, la magnitud de tales previsiones por unidad de crédito se representan por: $\alpha\theta(y)$.

La rentabilidad esperada del portafolio será, entonces:

$$(1) \quad \mu_P = (1-c)r_B + c\{r_C[1-\theta(y)] - \alpha\theta(y) - k\}$$

Puede verse que el retorno esperado por unidad de crédito se compone de la rentabilidad esperada bruta menos los costos asociados a los requerimientos regulatorios: las previsiones por incobrabilidad y el capital mínimo. Se supone que el banco recupera una fracción $(1-\alpha)$ de los créditos problemáticos, por lo que el requisito de previsiones reflejaría correctamente la pérdida esperada del capital prestado. La ecuación (1) implica que el banco es miope en el sentido que valora su rentabilidad esperada en función del riesgo de incumplimiento corriente y no de su valor de largo plazo. Por lo tanto, su percepción del riesgo es optimista en períodos de auge económico y pesimista en las fases de depresión. *Ceteris paribus*, puede notarse que la rentabilidad esperada de la cartera bancaria crece en la parte alta del ciclo ($\partial\mu_P/\partial y > 0$) y se reduce con una regulación más exigente ($\partial\mu_P/\partial k < 0$ y $\partial\mu_P/\partial\alpha < 0$). También vale la pena destacar que, tal como están diseñadas las normas prudenciales, el efecto de las fluctuaciones cíclicas sobre los retornos del banco depende, básicamente, de los requisitos de provisionamiento y no de los de capital.

Asimismo, el riesgo de contraparte asociado al portafolio depende del valor de los créditos problemáticos y de la proporción del crédito en el total de la cartera de la institución. El riesgo del portafolio por unidad de activo es, entonces:

¹² Para introducir este aspecto en el modelo, basta con redefinir: $\theta(y) = \lambda(y) - \rho(y)$, siendo λ la probabilidad concreta de incumplimiento y ρ el valor de las garantías, siendo $\rho'(y) > 0$.

$$(2) \quad \theta_p = c.\theta(y)$$

Ceteris paribus, el mismo disminuye en las fases de auge del nivel de actividad ($\partial\theta_p/\partial y < 0$). De las ecuaciones (1) y (2) puede deducirse la curva de posibilidades de inversión, que relaciona la rentabilidad y el riesgo esperados para cada uno de los valores de c :

$$(3) \quad \mu_p = r_B + \left[\frac{(r_C - r_B - k)}{\theta(y)} - (r_C + \alpha) \right] \theta_p = r_B + TMT.\theta_p$$

La pendiente de la curva corresponde a la tasa marginal de transformación de riesgo en rentabilidad (*TMT*).

Se asume que la entidad bancaria tiene una función de utilidad que depende del retorno y el riesgo esperados: $U(\mu_p, \theta_p)$, con $\partial U/\partial \mu_p = U_\mu > 0$ y $\partial U/\partial \theta_p = U_\theta < 0$. Un supuesto adicional radica en que el banco se caracteriza por ser averso al riesgo, de modo que para mayores niveles de riesgo de su portafolio requiere incrementos crecientes de rentabilidad esperada. La tasa marginal de sustitución (*TMS*) será, entonces, positiva: $-U_\theta/U_\mu > 0$.

Del problema de maximización de la función de utilidad sujeta a la restricción dada por la ecuación (3) surge la condición de equilibrio del banco, en la cual la tasa marginal de sustitución en el consumo se iguala a la tasa marginal de transformación de riesgo en retorno:

$$(4) \quad TMT = \left[\frac{(r_C - r_B - k)}{\theta(y)} - (r_C + \alpha) \right] = -\frac{U_\theta}{U_\mu} = TMS$$

Esta ecuación determina, por lo tanto, los niveles de equilibrio μ_p^* y θ_p^* , quedando definida la composición de la cartera entre bonos y créditos (c^*). Resta deducir cómo varía la estructura óptima del portafolio según la fase del ciclo en que la economía se encuentre. Dado que se supuso que el monto global de los fondos era constante, esta composición está dando como resultado, de hecho, la magnitud del crédito otorgado por el banco. Diferenciando (4) con respecto al nivel de actividad, se obtiene:

$$(5) \quad \left[\frac{\partial TMS}{\partial \theta_p} \frac{\partial \theta_p}{\partial y} \right] dy = -\frac{(r_C - r_B - k)}{\theta^2(y)} \theta'(y) dy$$

Por su parte, teniendo en cuenta la ecuación (2), se deduce que:

$$(6) \quad \frac{\partial \theta_p}{\partial y} = \frac{\partial c}{\partial y} \theta(y) + c \theta'(y)$$

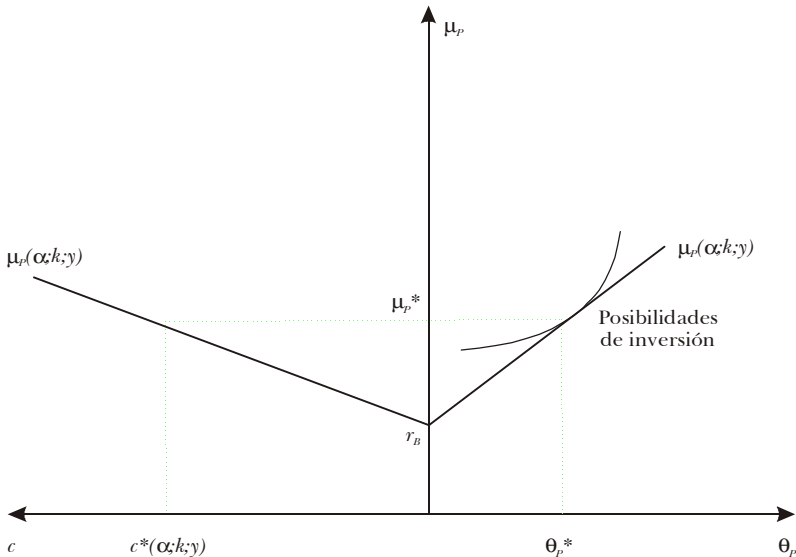
Sustituyendo (6) en (5) y reordenando términos, resulta:

$$(7) \quad \frac{\partial c^*}{\partial y} \Big|_{\alpha \theta(y)} = - \left[\frac{r_C - r_B - k}{\theta^2(y)} \frac{1}{\partial TMS / \partial \theta_p} + c^* \right] \frac{\theta'(y)}{\theta(y)} > 0$$

Puede apreciarse que, dados los supuestos del modelo acerca de las normas prudenciales y la aversión al riesgo del banco, el crédito que las entidades otorgan (aquí representado por la participación de los préstamos en la cartera total) varía positivamente con el ciclo de los negocios.

La gráfica que sigue muestra la determinación de los valores de equilibrio de μ_p^* , θ_p^* y c^* . En particular, el valor óptimo de la participación del crédito en el portafolio total de la entidad bancaria se incrementa para una regulación más laxa (menores valores de α y k) y para las fases de auge en la economía (mayor y).

GRÁFICA I



IV. EL IMPACTO DE LA REGULACIÓN SOBRE EL CRÉDITO

El resultado encontrado en (7) habla de la prociclicidad del crédito pero no permite valorar cuánto de la misma está moti-

vada por el comportamiento del banco y cuánto por el diseño específico de las normas prudenciales. Para comprender el rol que cumplen estas últimas en materia de variabilidad del crédito es necesario desentrañar los diferentes efectos. Con ese fin, se estudiará qué sucede con el crédito y su variabilidad respecto del ciclo bajo el supuesto de que no existen normas prudenciales. Para simplificar el ejercicio se supone que los bancos, de poder hacerlo, no tendrían capital y no realizarían provisiones por incobrabilidad.¹³ Ello implica reformular la ecuación (1) de la siguiente forma:

$$(1') \quad \mu_p = (1 - c)r_B + c\{r_C[1 - \theta(y)]\}$$

Resolviendo el modelo, puede apreciarse que la condición de equilibrio (4) ahora es:

$$(4') \quad TMT = \left[\frac{(r_C - r_B)}{\theta(y)} - r_C \right] = -\frac{U_\theta}{U_\mu} = TMS$$

Debido a que no se imponen las normas prudenciales, el costo del crédito ahora es menor, por lo que la TMT es mayor. Ello determina que la cartera de equilibrio que elija el banco tendrá un componente mayor de crédito, de manera de elegir una combinación de rentabilidad y riesgo con una acrecentada TMS . Nótese que este resultado se cumple para todo valor de y , es decir, independientemente del momento del ciclo en el que la economía se encuentre. Del mismo modo se puede calcular el efecto que el ciclo tiene sobre el valor de c^* , por lo que la ecuación (7) tiene ahora la siguiente expresión, donde “ snp ” significa “sin normas prudenciales”:

$$(7') \quad \left. \frac{\partial c^*}{\partial y} \right|_{snp} = - \left[\frac{r_C - r_B}{\theta^2(y)} \frac{1}{\partial TMS / \partial \theta_p} + c^* \right] \frac{\theta'(y)}{\theta(y)} > 0$$

Se puede apreciar que el crédito es procíclico a pesar de que no existan normas prudenciales o de que las mismas no sean restrictivas. Ello es así debido a la miopía de los banqueros que evalúan como de peor calidad a los créditos en la parte baja del ciclo, en el sentido de que los préstamos al sector privado tie-

¹³ Vale la pena notar que este supuesto es realmente simplificador. Si se supusiera que los bancos naturalmente requieren capital y provisiones, basta con asumir que dichos requerimientos “naturales” son inferiores a los que establece la normativa para arribar a igual resultado. En términos del modelo, puede redefinirse: $\alpha = \alpha_R - \alpha_B$, siendo α_R y α_B las tasas fijadas por el regulador y el banco respectivamente.

nen mayor riesgo de contraparte. Asimismo, de comparar (7') con (7) surge que:

$$(8) \quad \left. \frac{\partial c^*}{\partial y} \right|_{snp} > \left. \frac{\partial c^*}{\partial y} \right|_{\alpha\theta(y)}$$

Este resultado está diciendo que las normas prudenciales en realidad no operan exacerbando el ciclo crediticio, sino que, por el contrario, pueden amortiguar el mismo. En efecto, en alguna medida absorben la prociclicidad natural del crédito, si es que se la visualiza en términos de su variabilidad. En este sentido, no puede decirse que este tipo de normas amplifiquen el *credit crunch*. Estas conclusiones no apoyan la percepción de que la política regulatoria prudencial implica un *trade-off* entre el objetivo de combatir el daño moral y de evitar que se exacerbe el ciclo económico. Un diseño adecuado de la normativa prudencial puede coadyuvar a suavizar el ciclo, sin sacrificar su eficiencia en cuanto a mitigar el riesgo moral característico de la intermediación financiera.

Estas conclusiones parecen contradecir las sugeridas por Blum y Hellwig (1995), pues muestran que las normas prudenciales son anticíclicas en el sentido que atemperan la prociclicidad natural del crédito debido a la miopía de los banqueros. Sin embargo, en algunos aspectos dicha contradicción es más semántica que real. En efecto, además de las diferencias que dan pie a los modelos respectivos, Blum y Hellwig concluyen que en el período histórico por ellos analizado fue el incremento de los requerimientos de capital lo que generó *el credit crunch*. Este resultado puede ser recuperado en el modelo aquí presentado sin necesidad de recurrir al argumento de la escasez de capital, considerando un incremento de k_C (o sea, el requerimiento patrimonial por unidad de crédito) cuando la economía pasa a la fase depresiva del ciclo.

V. MEDIDAS PRUDENCIALES Y VOLATILIDAD DEL CRÉDITO

La ecuación (7) refleja, entonces, la magnitud de los cambios en el nivel del crédito en función de las fluctuaciones cíclicas del nivel de actividad, dada una cierta regulación bancaria prudencial que incluye un requerimiento de capital en el espíritu del Acuerdo de Basilea y una regla de provisiones por incobrabilidad con coeficientes fijos por unidad de riesgo. Esta constelación de normativas de solvencia se caracteriza por dos procesos

de acuerdo a la fase del ciclo económico, en la medida en que el componente crediticio de la cartera del banco crece con el nivel de producto.

- El requisito patrimonial es mayor en los períodos de auge y menor en los de recesión, dada la evolución de la participación de los activos riesgosos en el portafolio. Por lo tanto, esta exigencia regulatoria no exagera las fluctuaciones del crédito y la economía en general, dado que hace más costoso el otorgamiento de préstamos en la fase alta del ciclo, lo cual va en un sentido diferente al planteado por Blum y Hellwig (1995).
- Las provisiones por incobrabilidad que surgen de coeficientes fijos, por el contrario, al evolucionar junto con el riesgo asumido por el banco, no operan de manera anticíclica. Cuando la economía está en auge, el riesgo percibido es menor y, por lo tanto, el costo de una unidad de préstamo se reduce, estimulando el canal crediticio. Por el contrario, en fases depresivas de la economía el riesgo de contraparte se incrementa, encareciendo la actividad de crédito, lo que lleva a que la recesión se profundice o la reactivación se dificulte.

En consecuencia, una vez que se introducen las consideraciones de riesgo en el problema de maximización de las entidades bancarias, las medidas para mitigar la prociclicidad del crédito implícitas en la regulación prudencial deberían concentrarse en la conformación de las provisiones por incobrabilidad y no en los requerimientos de responsabilidad patrimonial. En tal sentido, es posible pensar que las tasas de provisionamiento se ajusten de manera discrecional de acuerdo a la fase en que se encuentre la economía, de forma que se compense el efecto de la miopía de los banqueros y no se amplifique el ciclo de los negocios. Alternativamente, se puede diseñar una política de provisiones basada en las pérdidas esperadas asociadas al riesgo de contraparte a lo largo del ciclo completo, estabilizando la carga a los resultados corrientes de las entidades bancarias y mitigando la prociclicidad del crédito, sin intentar, por tanto, compensar la miopía gerencial. Ambas opciones son evaluadas a continuación.

1. Primer óptimo: política de provisiones compensatoria

En la medida en que el objetivo sea suavizar lo máximo posible la evolución del crédito, el modelo permitiría determinar

una tasa de provisionamiento para cada punto del ciclo que compense el impacto de las decisiones de los bancos basadas en un horizonte de corto plazo. En este caso, en lugar de considerar coeficientes fijos a lo largo del ciclo de los negocios, los mismos variarían con las fluctuaciones de la economía: $\alpha = \alpha(y)$.

Reformulando de esta manera el modelo básico, la condición de equilibrio para el banco representativo sería:

$$(4'') \quad TMT = \left[\frac{(r_C - r_B - k)}{\theta(y)} - [r_C + \alpha(y)] \right] = -\frac{U_\theta}{U_\mu} = TMS$$

Diferenciando (4'') con respecto al nivel de actividad y reordenando términos, surge:

$$(7'') \quad \left. \frac{\partial c^*}{\partial y} \right|_{\alpha(y)} = - \left[\left(\frac{(r_C - r_B - k)\theta'(y)}{\theta^2(y)} - \alpha'(y) \right) \frac{1}{\partial TMS / \partial \theta_p} + c^* \theta'(y) \right] \frac{1}{\theta(y)}$$

Imponiendo $\frac{\partial c^*}{\partial y} = 0$, se deduce la siguiente expresión:

$$(9) \quad \alpha'(y) = - \left[(r_C - r_B - k) + c^* \frac{\partial TMS}{\partial \theta_p} \right] \frac{\theta'(y)}{\theta^2(y)} > 0$$

Por lo tanto, si las tasas de provisionamiento dependen positivamente respecto del ciclo económico de acuerdo a la ecuación (9), es posible eliminar la prociclicidad del crédito, compensando el efecto de las decisiones bancarias caracterizadas por la miopía.

Esta solución sería la del primer óptimo (*first best*) si el objetivo es suavizar la evolución del crédito, pero parte de dos supuestos muy restrictivos, que consisten en: *i*) que el regulador es capaz de determinar en cada momento en qué punto del ciclo se encuentra la economía, y *ii*) que el regulador tiene una razonable medida de la miopía de las entidades bancarias en su toma de decisiones. Ambos aspectos son difícilmente observables en la realidad, por lo que esta solución no sería implementable de manera adecuada. El hecho de que los organismos de supervisión y regulación bancarias desplieguen la discrecionalidad de modificar las tasas de provisiones por incobrabilidad de manera sistemática, considerando que ambos supuestos mencionados no se verifican, puede, en realidad, adicionar más "ruido" al funcionamiento de los mercados de crédito. Incluso, es posible que, de transmitir inconsistencias a través de dicha discrecionalidad, la incertidumbre crezca y el impacto sobre el

otorgamiento de préstamos sea justamente el contrario al deseado.

2. Segundo óptimo: provisiones ajustadas por el ciclo

Cuando predominan las incertidumbres, una regla puede ser más beneficiosa que la discrecionalidad, incluso si se es consciente *a priori* de que no es posible alcanzar con dicha regla el resultado del primer óptimo. En este caso, se puede pensar en una pauta que obligue a realizar las provisiones por incobrabilidad en función del incumplimiento “promedio” del ciclo y no de la morosidad corriente. A efectos de incorporar esta medida al modelo, se define el riesgo de contraparte asociado al ciclo completo de la siguiente forma: $\bar{\theta} = \theta(0)$, por lo que ahora las provisiones corrientes serán $\alpha\bar{\theta}$.

Este cambio en el diseño de la norma obliga a redefinir la curva de posibilidades de inversión, que ahora queda determinada por:

$$(3''') \quad \mu_P = r_B + \left[\frac{(r_C - r_B - k - \alpha\bar{\theta})}{\theta(y)} - r_C \right] \theta_P$$

La nueva condición de equilibrio para el banco en cuestión será, entonces:

$$(4''') \quad TMT = \left[\frac{(r_C - r_B - k - \alpha\bar{\theta})}{\theta(y)} - r_C \right] = -\frac{U_\theta}{U_\mu} = TMS$$

Diferenciando la ecuación (4''') con respecto al nivel de actividad y luego de reordenar términos, se llega a la expresión del cambio del componente crediticio de la cartera bancaria en función del ciclo de negocios:

$$(7''') \quad \left. \frac{\partial c^*}{\partial y} \right|_{\alpha\bar{\theta}} = - \left[\frac{r_C - r_B - k - \alpha\bar{\theta}}{\theta^2(y)} \frac{1}{\partial TMS / \partial \theta_P} + c^* \right] \frac{\theta'(y)}{\theta(y)} > 0$$

El crédito sigue variando positivamente con el ciclo económico, pero lo que interesa es evaluar la variabilidad asociada a cada una de las reglas de provisionamiento. De comparar las ecuaciones (7) y (7'''), resulta la ecuación (10), que se señala a continuación:

$$(10) \quad \left. \frac{\partial c^*}{\partial y} \right|_{\alpha\theta(y)} > \left. \frac{\partial c^*}{\partial y} \right|_{\alpha\bar{\theta}}$$

El hecho de pasar de un régimen de previsiones con coeficientes fijos sobre la morosidad corriente a uno basado en el incumplimiento promedio a lo largo del ciclo parece ser beneficioso en términos de mitigar la prociclicidad del crédito, repercutiendo, entonces, en una suavización del ciclo de los negocios. La regla que se evalúa en esta sección permite mitigar parcialmente la prociclicidad del ciclo crediticio, si bien queda claro que no está diseñada para compensar la prociclicidad derivada de las decisiones “miopes” de las entidades bancarias. El efecto sobre la prociclicidad depende del valor de $\theta'(y)$. A mayor sensibilidad de la morosidad con el ciclo, mayor será el impacto cuando la norma se diseñe como $\alpha\theta(y)$; por lo tanto, mayor será el interés, desde el punto de vista de la estabilidad macroeconómica, de que el regulador opte por el diseño $\alpha\theta$.

Vale la pena efectuar una digresión con relación al riesgo moral y su relación con la regulación prudencial. El hecho de que la regla de previsiones ajustadas por el ciclo establezca la carga que se lleva a pérdidas período tras período, no implica que se deje de lado ni se subestime el problema del riesgo moral. En efecto, la tasa de provisionamiento de largo plazo es específica de cada entidad y surge como resultado de la gestión de los riesgos en el mediano o largo plazo. La magnitud relativa de las pérdidas por previsiones en un ciclo completo no tiene por qué diferir por el hecho de que se distribuyan de manera diferente a lo largo del ciclo, por lo que no implica necesariamente un relajamiento o endurecimiento de los requisitos prudenciales. El fondo puede perfectamente ser de igual magnitud: $\int_{\underline{y}}^{\bar{y}} \alpha\theta(y)dy = \int_{\underline{y}}^{\bar{y}} \alpha\theta(0)dy$, siendo \underline{y} y \bar{y} los valores extremos que adopta el producto a lo largo del ciclo. Además, debe recordarse que se mantiene el criterio de requerir capital en función de la composición de la cartera de cada institución. Por lo tanto, esta propuesta tiene el mérito de moderar el ciclo de crédito desde la normativa prudencial, sin sacrificar incentivos que están diseñados para mitigar el daño moral de las instituciones bancarias.

VI. CONCLUSIONES

El modelo aquí desarrollado permite mostrar que el crédito tiene una conducta procíclica bajo ciertas condiciones generales que incluyen banqueros miopes y aversos al riesgo. Dicho comportamiento ocurre porque las diferentes fases del ciclo afectan la percepción de riesgo-retorno de la entidad financiera. En las

fases de auge, la evaluación que los banqueros hacen sobre el riesgo-retorno de su cartera de crédito los induce a incrementar la participación del crédito en su cartera de activos. Lo contrario sucede en los períodos de recesión. Asimismo, dicha procíclicidad se encuentra parcialmente amortiguada por efecto de las normas prudenciales, tanto las relativas a capital mínimo como a provisiones por incobrabilidad. Este resultado es importante porque arroja luz sobre la discusión actual acerca del rol procíclico de este tipo de normas. Por una parte, contradice la opinión generalizada en el sentido que ellas contribuyen a exacerbar el “natural” comportamiento del crédito, lo que en cierto sentido parecía ser un costo asociado a la necesidad de reducir el riesgo moral. Tal *trade-off* entre los objetivos de solvencia y de políticas anticíclicas no parece verificarse.

Por otra parte, el trabajo apoya la idea de que las normas de previsión diseñadas sobre la base de incobrabilidades promedio o ajustadas cíclicamente son más eficientes que las diseñadas sobre la base de los riesgos corrientes, al menos desde el punto de vista del ciclo del crédito. Esto podría también mitigar el problema de la indulgencia de los reguladores en las fases recesivas, dado que la propia norma tendría ya incorporadas las consideraciones cíclicas. Respecto de las normas de capital, se concluye que sólo podrían ser procíclicas en la medida que los bancos no tuvieran acceso al capital mínimo requerido por las normas en la fase recesiva del ciclo.

También se concluye que no parece aconsejable estar modificando las condiciones de capitalización y previsión, sobre todo cuando ello significa reducirlas en los períodos recesivos. Si bien este tipo de modificación puede atemperar el ciclo, también puede desvirtuar el fin último de las mismas, en el sentido de relajar demasiado las normas a tal punto de no mitigar adecuadamente el riesgo moral, lo que puede conducir a resultados indeseados en materia de solvencia financiera.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aghion, P., P. Bacchetta y A. Banerjee (1998), *Financial Liberalization and Volatility in Emerging Market Economies*, Studienzentrum Gerzensee (Working Papers, nº 98/02).
- Banco de Pagos Internacionales (1999), *Capital Requirements and Bank Behaviour: The Impact of the Basle Accord*, Comité de Basilea de Supervisión Bancaria (Working Papers, nº1).

- Bergara, M., y J. A. Licandro (1999), "Una propuesta para hacer explícito un fondo de garantía para el sistema bancario uruguayo", *Revista de Economía* (Banco Central del Uruguay), vol. 7, nº 1.
- Bernanke, B., M. Gertler y S. Gilchrist (1998), *The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework*, NBER (Working Paper, nº 6455).
- Bernanke, B., y A. Blinder (1987), "Banking and Macroeconomic Equilibrium", en Barnett y Singleton (eds.), *New Approaches to Monetary Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Bernanke, B., y A. Blinder (1988), "Credit, Money and Aggregate Demand", *American Economic Review*, vol. 78, nº 2.
- Blum, J., y M. Hellwig (1995), "The macroeconomic implications of capital adequacy requirements for banks", *European Economic Review*, vol. 39.
- Cortavarría, L., C. Dziobek, A. Kanaya e I. Song (2000), *Loan Review, Provisioning, and Macroeconomic Linkages*, IMF (Working Paper, nº 00/195).
- Devlin, R. (1986), "La estructura y el comportamiento de la banca internacional y su impacto en la crisis de América Latina", *Estudios CIEPLAN* (Chile), nº 20.
- Dewatripont, M., y J. Tirole (1994), *The Prudential Regulation of Banks*, The MIT Press, Cambridge.
- Easterly, W., R. Islam y J. Stiglitz (2000), *Explaining Growth Volatility*, texto mimeografiado, Banco Mundial.
- Escudé, G. (1999), *El indicador de riesgo crediticio de Argentina dentro de un enfoque de teoría de carteras de la exigencia de capital por riesgo crediticio*, Banco Central de la República Argentina (Documento de Trabajo, nº 8).
- Falkenheim, M., y A. Powell (1999), *The Use of Credit Bureau Information in the Estimation of Appropriate Capital and Provisioning Requirements*, texto mimeografiado, Banco Central de la República Argentina.
- Fernández de Lis, S., J. Martínez y J. Saurina (2000), *Credit Growth, Problem Loans and Credit Risk Provisioning in Spain*, Banco de España (Documento de Trabajo, nº 0018).
- Freixas, X., y J. C. Rochet (1997), *Microeconomics of Banking*, The MIT Press, Cambridge.
- Gourinchas, P., R. Valdés y O. Landerretche (2000), *Lending Booms: Some Stylized Facts*, texto mimeografiado.
- Herring, R. (1999), "Credit Risk and Financial Instability", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 15, nº 3.
- Herring, R., y S. Wachter (1999), *Real Estate Booms and Banking*

- Busts, An International Perspective*, Centro de Instituciones Financieras (Wharton School, nº 99-27).
- Jackson, P., y D. Lodge (2000), "Fair value accounting, capital standards, expected loss provisioning, and financial stability", *Financial Stability Review*, junio.
- Kiyotaki, N., y J. Moore (1997), "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, vol. 105, nº 2.
- Ocampo, J. A. (2000), *Developing Countries' Anti-Cyclical Policies in a Globalized World*, texto mimeografiado, ECLAC.
- Poveda, D. R. (2000), "La reforma del sistema de previsiones de insolvencia", *Boletín Económico* (Banco de España), enero.
- Rochet, J. C. (1992), "Capital requirements and the behaviour of commercial banks", *European Economic Review*, vol. 36.
- Rochet, J. C. (1999), "Solvency regulations and the management of banking risks", *European Economic Review*, vol. 43.
- Santos, J. (2000), *Bank Capital Regulation in Contemporary Banking Theory, A Review of the Literature*, Banco de Pagos Internacionales (Working Paper, nº 90).
- Schneider, M., y A. Tornell (1999), *Lending Booms and Asset Price Inflation*, texto mimeografiado, Universidad de Harvard.
- Tirole, J. (1994), "On banking and intermediation", *European Economic Review*, vol. 38.

Sara Gabriela Castellanos

El efecto del *corto* sobre la estructura de tasas de interés

I. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo es analizar el impacto de la política monetaria del Banco de México mediante la variación en su objetivo de saldos acumulados sobre la estructura de tasas de interés en el mercado de dinero, como un paso más para mejorar el entendimiento del primer eslabón del mecanismo de transmisión de la política monetaria. El estudio se concentra en la tasa de interés, de fondeo, diaria y en las tasas de interés de los

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de S. G. Castellanos, investigadora económica, de la Dirección de Estudios económicos, del Banco de México, publicado en el Documento de Investigación, n° 2000-1. Una primera versión de este documento se presentó en el Premio de Banca Central Rodrigo Gómez de 2000. La autora manifiesta estar en deuda con Moisés Schwartz, Alejandro Díaz de León y Alejandro Werner por sus sugerencias y explicaciones sobre la instrumentación de política monetaria, así como con Daniel Garcés y Lorenza Martínez por muchas conversaciones sobre estimación y aspectos técnicos de los datos, y con Eduardo Camero por su excelente asistencia. También agradece muchas observaciones y sugerencias que recibió de los participantes de los seminarios de economía del Banco de México y del Colegio de México. Las opiniones contenidas en este documento corresponden exclusivamente a S. G. Castellanos y no necesariamente reflejan las del Banco de México. (Nota del editor: algunas de las gráficas y el Apéndice, que se indican en el texto, fueron omitidos por razones editoriales; sin embargo, pueden obtenerse mediante solicitud a la autora, al correo electrónico: sgcastel@banxico.org.mx.)

Certificados de Tesorería (Cetes) de la subasta primaria semanal.

Un banco central sólo puede modificar la cantidad de dinero indirectamente, en la medida en que sea capaz de influir sobre la demanda de dinero. Uno de los canales para alterar la demanda de dinero consiste en influir, precisamente, sobre las tasas de interés. Mediante la política de liquidez del banco central se determinan precios y cantidades en el mercado de dinero, es decir, las tasas de interés y la liquidez de los bancos comerciales. Los bancos comerciales a su vez ajustan su oferta de crédito y su propio refinanciamiento, afectando los mercados de crédito y de capitales; esto es, determinando nuevas tasas de interés bancarias, el nivel de tipo de cambio, el rendimiento de las acciones y el volumen de crédito. Finalmente, los demás agentes ajustan sus decisiones de consumo, ahorro e inversión; es decir, determinando precios, salarios, empleo, producción e inversión en los mercados de bienes y factores. El entendimiento del proceso de transmisión de política monetaria es fundamental para su instrumentación apropiada.

En primer lugar se estudia el comportamiento de la tasa de interés de fondeo. Se estima un modelo lineal de determinación de la tasa de interés, utilizando información diaria de la tasa de fondeo, el tipo de cambio peso-dólar, la tasa de interés del Bono del Tesoro a 30 años de Estados Unidos, el diferencial de tasas del Bono Brady¹ de México y algunos índices de las bolsas de valores de países extranjeros. En general, los resultados de esta estimación coinciden con los que se reportan en otros estudios semejantes para México: la tasa de fondeo sube en respuesta a una reducción en el saldo objetivo, a una depreciación del tipo de cambio, a un aumento en la tasa de interés del bono de Estados Unidos y a un incremento en el diferencial de tasas del Bono Brady (el cual es una medida de riesgo soberano).

Por ejemplo, los resultados de un modelo lineal estimado a través de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para el período de enero de 1996 a enero de 2000 indican que una reducción en el saldo objetivo de 20 millones de pesos está asociado a un incremento en la tasa de fondeo de 150 puntos base y una depreciación del tipo de cambio de 1% a un incremento de 45 puntos base, magnitudes que coinciden con las que reportan estudios anteriores. Asimismo, se detecta que cambios en los índices de las bolsas de Rusia y de Brasil están asociados a cam-

¹ Esta variable se define como la diferencia entre el rendimiento del Bono Brady de México y el rendimiento del Bono del Tesoro de Estados Unidos a 30 años.

bios en la tasa de fondeo, lo cual es evidencia de contagio ante variaciones en los índices de la bolsa de valores de países extranjeros. Sin embargo, un análisis más metódico de estos resultados revela algunos problemas con los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios. En particular, el efecto asociado al corto es inestable a partir de junio de 1998.

Un análisis de regresiones rodantes (del inglés, *rolling regressions*), en el que explícitamente se admite que los coeficientes de una regresión varíen en el tiempo, nos permite seguir mejor la evolución de los coeficientes entre febrero de 1998 y enero de 2000. Encontramos que en ese período el efecto total asociado al anuncio de un cambio en el objetivo de saldos acumulados de un millón de pesos fluctúa entre -0.083 puntos porcentuales y cero y tiene un valor promedio de -0.027 puntos porcentuales. En consecuencia, un *corto* de 20 millones de pesos está asociado a un incremento promedio de 54 puntos base en la tasa de fondeo.

Para analizar las tasas de interés primarias de los Cetes a 28, 91, 182 y 364 días, en vez de estimar un modelo de determinación de la tasa de interés de una sola ecuación, estimamos un modelo de corrección de error tomando como tasa de interés de corto plazo la tasa de fondeo. Los resultados que se obtienen de estas estimaciones son congruentes con la teoría económica: la hipótesis de que el diferencial de tasas es estacionario, de manera que no persisten oportunidades de arbitraje en el largo plazo, no es rechazada por los datos. También se observa que el coeficiente del término de corrección de error en la ecuación de los Cetes se reduce en valor absoluto conforme se extiende el plazo de 28 a 364 días, lo cual sugiere una velocidad de ajuste ante choques exógenos mayor en las tasas de más corto plazo. Por ejemplo, el 99% de una desviación del equilibrio de largo plazo entre la tasa de interés a 28 días y la tasa de fondeo se asimila aproximadamente en 10 semanas mientras que el 99% de una desviación entre la tasa de interés a 364 días y la tasa de fondeo se asimila aproximadamente en 36 semanas.

Los resultados para el *corto*, el tipo de cambio y el resto de las variables explicativas de los modelos de corrección de error coinciden, en general, con los ya mencionados. Cabe destacar que los coeficientes significativos asociados al objetivo de saldos acumulados son mayores en los modelos para las tasas de interés a 28 y a 91 días que en los modelos para las tasas de interés a 182 y 364 días. Esto sugiere que un *corto* hace menos empinada a la curva de rendimientos en el corto plazo, lo cual es indicativo de que la aplicación del *corto* reduce las expectativas de

inflación futura. No obstante, el conjunto de variables independientes utilizadas en este ejercicio tienen un poder explicativo bajo para la tasa de interés de más largo plazo.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. La sección II describe brevemente el régimen monetario que opera en México desde 1995. La sección III, presenta el modelo simple de determinación de la tasa de interés de fondeo que estimamos primero a través de un modelo de MCO. En este apartado se estima el modelo utilizando toda la muestra, así como las regresiones rodantes tomando para la estimación inicial datos de febrero de 1996 a febrero de 1998 debido a que en ese lapso la regresión tiene características adecuadas, especialmente, respecto de la estabilidad de los coeficientes. También se examina con mayor detenimiento la relación entre el tipo de cambio y la tasa de interés de fondeo, así como su interacción con el saldo objetivo mediante el examen de matrices de correlación, de pruebas de causalidad de Granger y de vectores autorregresivos con estas tres variables. La sección IV, contiene las estimaciones para las tasas de interés de los Cetes de los modelos de corrección de error. Finalmente, la sección V, describe algunas extensiones potenciales y presenta las conclusiones principales del trabajo.

II. LA POLÍTICA MONETARIA EN MÉXICO ENTRE 1995 Y 2000: EL RÉGIMEN DE SALDOS ACUMULADOS

En esta sección se realiza una breve descripción del régimen de política monetaria de México para que este trabajo esté autocontenido para aquellos lectores poco familiarizados con el tema. Un lector más interesado puede acudir a las descripciones más completas sobre el régimen que hacen Gil (1997 y 1998), O'Dogherty (1997) y Carstens y Werner (1999), o bien a los *Informes Anuales* del Banco de México.

La adopción del régimen cambiario de libre flotación en enero de 1995, convirtió *de facto* a la política monetaria en el ancla nominal de la economía. Por otra parte, la alta inflación y la contracción de la economía real que siguieron a la adopción de esta medida durante la primera mitad de 1995, mismas que crearon expectativas altamente volátiles respecto de las perspectivas económicas del país, hicieron poco aconsejable adoptar como instrumento de política monetaria la tasa de interés nominal, como ocurre en los países con baja inflación como Estados Unidos, Canadá, Australia y Japón. En consecuencia, se de-

ció que la política del instituto central de satisfacer la demanda de dinero, fuese complementada con una tasa de interés determinada libremente por el mercado y por acciones discrecionales a través de la variación en el objetivo de saldos acumulados de las cuentas corrientes de las instituciones de crédito con el Banco de México.

La política monetaria de México se opera principalmente a través del control de la liquidez que el Banco de México inyecta o retira mediante subastas diarias con los bancos comerciales. El régimen de saldos acumulados establece períodos de cómputo de 28 días naturales y está diseñado para inducir a las instituciones de crédito a no mantener en promedio saldos positivos, ni incurrir en sobregiros en sus cuentas, así como para que procuren compensar con otros bancos sus sobrantes y faltantes de recursos a tasas de interés de mercado. Por esta última razón, durante el período de cómputo, el Banco de México no remunera los saldos positivos ni cobra interés alguno por los sobregiros que se registren al cierre del día cuando éstos se encuentren dentro de ciertos límites, a los cuales se hace referencia más adelante. Al cierre del período de cómputo, el Banco de México cobra por los saldos acumulados negativos una tasa de interés equivalente a dos veces una tasa representativa de las condiciones prevalecientes en el mercado de dinero (actualmente se utiliza para este fin la tasa de Cetes al plazo de 28 días en colocación primaria). Esto, con la finalidad de que sean parecidos los costos en que incurran los bancos cuya cuenta registre un saldo acumulado positivo al final del período de cómputo y los que deban pagar por no haber compensado sus sobregiros. Los costos son similares ya que las instituciones con saldos acumulados positivos incurren en un costo de oportunidad, por no haber invertido estos recursos, equivalente a la tasa de mercado. Por su parte, los bancos con saldos acumulados negativos deben pagar al cierre del período dos veces la tasa representativa del mercado, pero a cambio se benefician de la inversión de los recursos obtenidos mediante el sobregiro. De lo anterior se concluye que el costo neto es, en ambos casos, aproximadamente una vez la tasa de interés de mercado.

El Banco de México da a conocer la cantidad a la que pretende llevar el “saldo acumulado de saldos diarios totales” de las cuentas corrientes de la banca a la apertura del siguiente día hábil.² Un objetivo de saldos acumulados igual a cero sería in-

² Es importante puntualizar que las señales de política monetaria que envía el Banco de México deben inferirse del anuncio de su objetivo de saldos acumulados

dicativo de la intención del banco central de satisfacer, a tasas de interés de mercado, la demanda de billetes y, por tanto, proporcionar los recursos necesarios para que ningún banco se vea obligado a incurrir en sobregiros o a acumular saldos positivos no deseados al finalizar el período de cómputo. Esto sería indicación de una política monetaria neutral. A su vez, un objetivo de saldos acumulados negativo o *corto* señalaría la intención del banco central de no proporcionar a la banca los recursos suficientes a tasas de interés de mercado, obligando así a una o varias instituciones de crédito a obtener una parte de los recursos requeridos a través del sobregiro en sus cuentas corrientes. Esto último, abstrayendo de otras influencias, provoca un alza en las tasas de interés, ya que las instituciones tratarán de evitar pagar la elevada tasa de sobregiro, buscando obtener esos recursos en el mercado de dinero. Esta circunstancia le indicaría al mercado que el Banco de México ha ajustado su postura de política monetaria a restrictiva.

De acuerdo con el cuadro 1, desde que inició el régimen de saldos acumulados los *cortos* que se han instrumentado hasta la fecha no representan siquiera el 1% de la base monetaria. Asimismo, es en los años de 1995 y de 1998 cuando los cambios en el *corto* han sido más frecuentes.

Se han instrumentado algunas medidas adicionales para mejorar el control sobre la cantidad de dinero y las tasas de interés en el régimen. Con el propósito de impedir que las fluctuaciones en los saldos de las cuentas corrientes de los bancos se traduzcan en presiones al alza sobre las tasas de interés en el último día del período de medición o en los días previos a éste, se han establecido límites al saldo positivo diario que computa para el cálculo del saldo acumulado de cada institución. Estos límites impiden que los bancos que han acumulado saldos negativos considerables a lo largo de un período compensen éstos al final del período mediante depósitos por igual monto en el banco central. Los límites al saldo positivo diario también establecen un tope al tamaño del saldo acumulado negativo que un banco puede compensar en función del número de días que le faltan al período de cálculo.

También se han fijado límites al sobregiro diario que puede ser compensado. Estos límites se han establecido con el propó-

y no del saldo acumulado observado con posterioridad. Esto, debido a que las intenciones del Banco están incorporadas en el primero de ellos. En contraste, el segundo puede diferir del objetivo señalado por el banco central por diferentes razones fuera de su control.

sito de evitar que los bancos incurran en sobregiros excesivos al inicio del período de medición, a fin de presionar a la baja las tasas de interés. Así cuando un sobregiro diario es mayor que su límite, el exceso ya no puede ser compensado y el banco en cuestión debe pagar dos veces la tasa de interés de mercado por

CUADRO 1. EL SALDO OBJETIVO ANUNCIADO COMO PORCENTAJE DE LA BASE MONETARIA, 1995-2000

<i>Fecha del anuncio</i>	<i>Saldo objetivo (millones de pesos)</i>	<i>Como porcentaje de la base monetaria</i>
2000		
18 de enero	-180	0.13
1999		
13 de enero	-160	0.13
1998		
30 de noviembre	-130	0.12
11 de septiembre	-100	0.10
17 de agosto	-70	0.07
10 de agosto	-50	0.05
25 de junio	-30	0.03
11 de marzo	-20	0.02
1996		
26 de noviembre	0	0.00
14 de octubre	-20	0.03
19 de agosto	0	0.00
5 de agosto	-30	0.05
21 de junio	-40	0.07
7 de junio	-30	0.05
25 de enero	-20	0.04
23 de enero	-5	0.01
1995		
28 de diciembre	0	0.00
20 de diciembre	25	0.04
14 de diciembre	50	0.08
13 de diciembre	0	0.00
8 de diciembre	-5	0.01
4 de diciembre	0	0.00
23 de noviembre	15	0.03
21 de noviembre	25	0.05
17 de noviembre	55	0.11
16 de noviembre	65	0.13
15 de noviembre	75	0.15
13 de noviembre	-100	0.20
9 de noviembre	-200	0.41
30 de octubre	25	0.05
25 de julio	20	0.04
9 de julio	25	0.05

el monto del excedente. Sin embargo, dicho monto excedente no es computable para el cálculo del saldo acumulado de ese banco y por tanto no tiene que ser compensado con saldos positivos. Ambos límites, tanto los fijados para los saldos positivos como para los negativos, se determinan caso por caso, en función del pasivo o del capital de cada institución.^{3, 4}

Otro factor que puede afectar la respuesta al *corto* es la posición relativa de los participantes con respecto al Banco de México en el mercado de dinero. Una posición acreedora del instituto central con respecto al mercado de dinero significa que el mercado, por lo general, inicia el día con un faltante de liquidez. En estas circunstancias, el Banco de México tiene que ofrecer los recursos necesarios la mayoría de los días mediante subasta, lo cual significa que aquellos participantes que ofrecen las mayores tasas de interés son los que obtienen los fondos. Esto introduce un sesgo al alza de las tasas de interés que mejora la efectividad del *corto* como medida restrictiva. En contraste, una posición deudora significa que, por lo general, al inicio de la sesión diaria del mercado de dinero existe un exceso de liquidez que obliga al Banco de México a retirar los recursos excedentes mediante subastas de depósitos. En dichas subastas las instituciones de crédito que ofrecen las menores tasas de interés son las que entregan dichos recursos al Banco de México. Esta situación sesga a la baja a las tasas de interés, lo cual podría hacer más difícil inducir incrementos en las tasas de interés mediante el uso de *cortos*.⁵

En México se observa que desde principios de 1997, la postura del Banco de México en el mercado de dinero pasó de acreedora a deudora, debido fundamentalmente a la gran acumulación de activos internacionales durante el año. Así, para fortalecer el efecto del *corto* en dos ocasiones, septiembre de 1998 y febrero de 1999, el Banco de México obligó a las instituciones de crédito a constituir depósitos en el instituto central por 25 000 millones de pesos a un plazo indefinido. Estos de-

³ *Informe Anual 1996*, Banco de México.

⁴ Actualmente, los límites a saldos positivos y sobregiros en las cuentas de las instituciones bancarias para cada institución se fijan de acuerdo a la siguiente fórmula: Límite = $\min[230 \text{ millones de pesos, } \max(0.25\% \text{ pasivo, } 7.5\% \text{ capital})]$. Esta fórmula tiene la virtud de que los bancos pequeños no están sujetos a una regla de pasivos o de capital que por su tamaño los podría situar en desventaja para utilizar sus cuentas en el instituto central.

⁵ Una explicación más detallada de las razones por las cuales es importante para un banco central contar con la existencia de una demanda por liquidez por parte de la banca puede encontrarse en Schwartz (1998).

pósitos devengan una tasa de interés equivalente a la tasa de interés interbancaria de equilibrio (TIE) a 28 días y se distribuyen entre las instituciones de crédito con base en los pasivos totales de los bancos a cierta fecha de cierre. Sin embargo, acto seguido el Banco de México repone toda la liquidez que llega a retirar por virtud de la constitución de los mencionados depósitos mediante operaciones de mercado abierto a muy corto plazo. De esta manera, el Banco de México se mueve en la dirección de lograr una posición acreedora en el mercado de dinero, a fin de obtener un mayor control sobre la evolución de las tasas de interés de corto plazo.⁶

III. ANÁLISIS DE LOS EFECTOS SOBRE LA TASA DE INTERÉS DE FONDEO

1. Descripción de los datos

Para este análisis contamos con datos diarios del período del 7 de septiembre de 1995, fecha en que se estableció el régimen de saldos acumulados, al 31 de enero de 2000 de las siguientes variables: tasa de fondeo, objetivo de saldos acumulados, tipo de cambio de venta al cierre,⁷ tasa de interés del Bono del Tesoro de Estados Unidos a 30 años, índices de las bolsas de valores de Rusia y Brasil y el diferencial (*spread*) soberano del Bono Brady de México a descuento (gráficas I a VII). Las tres primeras variables provienen del sistema de información económica del Banco de México, la tasa de interés del bono a 30 años del Federal Reserve Economic Data y las demás variables de Bloomberg. Los índices de las diferentes bolsas de valores corresponden a observaciones diarias del nivel de cierre expresado en dólares. Asimismo, para tener una escala más homogénea trabajamos con el logaritmo natural de estos índices. El diferencial de tasas del Bono Brady de México a descuento es la diferencia en rendimientos del Bono Brady y del Bono del Tesoro de Estados Unidos a 30 años.⁸

⁶ *Informe Anual 1998* e Informe sobre el primer semestre de 1999, Banco de México.

⁷ Aunque en la selección de algunas variables, como la del tipo de cambio, hay consideraciones de si el mercado está abierto o cerrado y si, por tanto, se debe observar o no un efecto asociado a esta variable, los resultados son robustos si se utiliza la cotización de apertura, la máxima o la mínima.

⁸ Otras variables para medir el efecto del riesgo país como el *Emerging Market Bond Index*, el *Latin Eurobond Index* (LEI) y el *Government Bond Index Plus* (GBI+) que

Conviene destacar que la relación inversa entre la tasa de fondeo y el objetivo de saldos acumulados y la relación directa entre la tasa de fondeo y el tipo de cambio pueden apreciarse a simple vista. Sin embargo, la relación con las demás variables no es evidente. Tampoco se puede deducir de las gráficas el sentido de la causalidad entre las variables en cuestión, por lo que se plantea un modelo lineal de determinación de las tasas de interés que se basa en supuestos sobre el sentido de la causalidad entre ellas consistentes con la teoría económica. Esta teoría es menos precisa en cuanto a la relación entre la tasa de interés y el tipo de cambio, por lo que sobre ésta se realizan pruebas adicionales en el apartado 4.

La inspección visual de las gráficas I a VII también sugiere que las variables en cuestión no son estacionarias en niveles,⁹ lo cual comprobamos mediante las pruebas de Dickey-Fuller. Debido a que en primeras diferencias las variables son estacionarias al 1%, el análisis econométrico se realiza tomando en cuenta este resultado (cuadro 2).

CUADRO 2. PRUEBA DE DICKEY FULLER AUMENTADA (PRIMERAS DIFERENCIAS)

<i>Variable</i>	<i>Estadístico de la prueba ADF</i>
Tasa de fondeo	-15.42073 ^a
Saldo objetivo	-22.53254 ^a
Tipo de cambio	-13.36737 ^a
Bono 30 años	-15.55539 ^a
Índice de la bolsa de valores de Brasil	-15.70576 ^a
Índice de la bolsa de valores de Rusia	-16.62339 ^a
Diferencia de tasas del Bono Brady de México	-15.87859 ^a

^a Significativo al 1 por ciento.

Finalmente, una última característica importante de los datos (especialmente evidente en las gráficas I, III y IV) es que la volatilidad de las series no es constante. Esta es una característica estilizada de series financieras con periodicidad diaria que

 publica JP Morgan no funcionaron mejor que la variable de diferencial de tasas que finalmente escogimos para este análisis.

⁹ Los choques a una serie de tiempo estacionaria necesariamente son temporales; a través del tiempo, los efectos de los choques se disipan y las series regresan al nivel de su media de largo plazo. Suponiendo que una serie es generada por un proceso de primer orden $y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$, el hecho de que $\{\varepsilon_t\}$ sea un proceso de ruido blanco y $|a_1| < 1$ garantizan que la secuencia $\{y_t\}$ sea estacionaria en niveles (Enders, 1995).

examinaremos con mayor detalle en el apartado que se señala a continuación.

2. Modelo lineal simple

El modelo más simple de determinación de tasas de interés consiste en una especificación lineal estimable a través de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la tasa de fondeo con respecto al objetivo de saldos acumulados, el tipo de cambio y una serie de rezagos de cada una de estas variables, cuyo número óptimo se determina de acuerdo con los criterios de información de Akaike (AIC) o de Schwartz (SBC).¹⁰ Sin embargo, un análisis preliminar del modelo para el período que analizamos revela problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad condicional en los residuales, los cuales tratamos de controlar, por una parte, incluyendo algunos rezagos de la tasa de fondeo y, por la otra, incluyendo el diferencial de tasas soberano del Bono Brady de México a descuento y los índices de bolsa de algunos países que han enfrentado episodios de volatilidad en el período de estudio.¹¹ En consecuencia, la ecuación de la tasa de fondeo que estimamos es la siguiente:

$$(1) \quad \Delta fondeo_t = \beta_0 + \sum_{h=1}^0 \beta_h fondeo_{t-h} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta subj_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_j \Delta ltc_{t-j} + \\ + \sum_{k=0}^r \varphi_k \Delta b30_{t-k} + \sum_{n=0}^v \gamma_n \Delta lrusia_{t-n} + \sum_{\tilde{n}=0}^w \eta_{\tilde{n}} \Delta lbrasil_{t-\tilde{n}} + \\ + \sum_{f=0}^g \kappa_f \Delta spread_{t-f} + \varepsilon_t$$

donde $fondeo_t$ es la tasa de interés de fondeo, $subj_t$ es el saldo acumulado objetivo, ltc_t es el logaritmo del tipo de cambio, $b30_t$ es la tasa de interés del Bono del Tesoro a 30 años de Estados

¹⁰ Véase para el caso de México Aguilar y Juan-Ramón (1997) y Greenham (1997) y para el caso de Estados Unidos Fleming y Remolona (1997).

¹¹ Un supuesto básico en los modelos econométricos convencionales es que la varianza del término de error es constante. Cuando una serie económica muestra períodos de alta volatilidad y períodos de relativa tranquilidad (como ocurre con la tasa de interés de fondeo, de acuerdo con la gráfica I) el supuesto básico de los modelos econométricos convencionales de que la varianza del término de error es constante no es correcto. En tal caso, es apropiado modelar la volatilidad o varianza del término de error. Para tal fin, una opción es introducir explícitamente en el modelo variables independientes para considerar la volatilidad, lo cual puede tener como inconveniente que no existan razones económicas firmes para seleccionar una variable independiente específica sobre otras candidatas (Enders, 1995).

Unidos, $lrusia_t$ es el logaritmo del índice de la bolsa de valores en Rusia, $lbrasil_t$ es el logaritmo del índice de la bolsa de valores de Brasil, $spread_t$ es el diferencial de tasas soberano del Bono Brady de México a descuento y ε_t es término de error en el período t . Como mencionamos anteriormente, debido a la no estacionariedad en niveles de estos datos utilizamos las primeras diferencias, de manera que $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$.¹²

A pesar de que el régimen de saldos acumulados se establece en septiembre de 1995, en las estimaciones de esta sección utilizamos sólo datos a partir de febrero de 1996. Durante los meses que se excluyen se observan fluctuaciones erráticas en el *corto* que en alguna medida obedecen más a ajustes en el uso del instrumento que a una intención de modificar las condiciones monetarias por parte de la autoridad en la magnitud observada.

También cabe mencionar que, debido a que encontramos una correlación cercana al 30% entre el tipo de cambio y la tasa de interés de fondeo, lo cual podría indicar que estas variables se determinan simultáneamente, estimamos la ecuación propuesta con y sin la tasa de depreciación cambiaria corriente.¹³ Por otra parte, para explorar esta posibilidad de causalidad cruzada entre la tasa de interés de fondeo y el tipo de cambio y para corroborar las predicciones de la ecuación (1) realizamos pruebas de causalidad de Granger y estimamos un modelo de vectores autorregresivos con estas variables y el objetivo de saldos acumulados anunciado en el apartado 4. Los resultados referentes a la causalidad cruzada, mediante pruebas de Granger, sugieren que el tipo de cambio causa en el sentido de

¹² Wasserfallen y Kürsteiner (1994) plantean un modelo semejante para examinar el comportamiento de las tasas de interés y el tipo de cambio bajo el régimen de objetivos de oferta de dinero en Suiza. Los modelos de expectativas racionales típicamente implican que el crecimiento esperado de la oferta de dinero no tiene consecuencias reales. En consecuencia, sólo las variaciones inesperadas en la oferta de dinero (que en nuestro modelo se captan a través de la variación del objetivo de saldos acumulados) resultan en efectos de liquidez. Asimismo, se supone que los efectos de liquidez no son persistentes, de manera que el ajuste ante tales efectos de liquidez es rápido. Sin embargo, las variaciones no anticipadas en el crecimiento de la oferta monetaria no son directamente observables y el fracaso para identificar correctamente los componentes esperados e inesperados de la oferta monetaria pueden resultar en errores de medición relativos a la hipótesis que se investiga.

¹³ Exploramos esta posibilidad mediante la estimación de un modelo de mínimos cuadrados en dos etapas con el tipo de cambio corriente como variable endógena adicional. Los resultados indican que al menos los coeficientes asociados al corto y al *spread* son bastante robustos. Estas estimaciones están disponibles a petición del lector.

Granger a la tasa de interés y no viceversa, lo cual es indicativo de que es apropiado incluir el valor contemporáneo del tipo de cambio en la ecuación (1). Sin embargo, las funciones de impulso respuesta del vector autorregresivo indican que el efecto sobre una de estas variables con respecto a un choque en la otra dependen del orden en que se especifican estas dos variables.

La estimación de la ecuación (1) se presenta en la columna A, incluyendo la tasa de depreciación corriente y B, excluyendo la tasa de depreciación corriente, del cuadro 3. Los coeficientes significativamente diferentes de cero a los niveles convencionales de estas dos regresiones difieren poco, excepto en los casos del bono de Estados Unidos, que no es significativo en la regresión A y es positivo y significativo en la regresión B, y del índice de la bolsa de valores de Brasil, de cuya suma de coeficientes significativos se obtiene signo positivo en la regresión A y signo negativo en la regresión B. El coeficiente asociado a la tasa de depreciación corriente es 27.1 puntos porcentuales, por lo que el efecto contemporáneo asociado a un incremento del 1% en la tasa de depreciación corriente es aproximadamente un incremento de 20 puntos base en la tasa de fondeo.

De acuerdo con la regresión A del cuadro 3, los efectos acumulados, considerando que un cambio en la tasa de interés en el período t tiende a distribuirse durante los siguientes 15 períodos, son los siguientes: una reducción del saldo objetivo de 20 millones de pesos se asocia a un incremento en la tasa de interés de 150 puntos base, un incremento en la tasa de depreciación de 1% se asocia a un incremento de 45 puntos base (considerando depreciación corriente y del período anterior), un incremento de 1% del índice de la bolsa de Brasil se asocia a un incremento de 34 puntos base, un incremento de 1% del índice de la bolsa de Rusia se asocia a un incremento de 142 puntos base y, finalmente, un incremento de 1% del diferencial de tasas soberano del Bono Brady se asocia a un incremento de 24 puntos base. Es útil, para efectos de comparación, hacer referencia al trabajo de Greenham (1997), cuya estimación de MCO para la tasa de fondeo con datos de enero de 1996 a marzo de 1997 reporta un incremento en esa tasa de 187 puntos bases asociado a un corto de 20 millones de pesos y un incremento de 223 puntos base asociado a un aumento de 10 centavos en el tipo de cambio, y al de Aguilar y Juan-Ramón (1997), cuya estimación con la misma metodología con datos de septiembre de 1995 a diciembre de 1996 reporta un incremento en la tasa de fondeo de 144 puntos base asociado a un corto de 20 millones de pesos y un incremento de 230 puntos base asociado a una

depreciación de 10 centavos. Las pruebas de R^2 y R^2 ajustada de nuestra estimación también tienen valores semejantes a las de Greenham (1997) y Aguilar y Juan-Ramón (1997).¹⁴

Para las variables asociadas a la volatilidad del entorno internacional no contamos con una referencia semejante. Si bien,

CUADRO 3. ESTIMACIÓN DEL MODELO LINEAL DE LA VARIABLE DEPENDIENTE: $\Delta[FONDEO(t)]$, DE 1^a DE FEBRERO DE 1996 A 31 DE ENERO DE 2000^a

	<i>A</i> con $\Delta[LTC(t)]$	<i>B</i> sin $\Delta[LTC(t)]$
C	-0.07203 ^c	-0.06209
$\Delta[FONDEO(t-1)]$	-0.24376 ^b	-0.25930 ^b
$\Delta[FONDEO(t-4)]$	-0.05355 ^d	-0.04818
$\Delta[FONDEO(t-5)]$	0.10554 ^b	0.10384 ^b
$\Delta[FONDEO(t-8)]$	-0.05573 ^d	-0.05767 ^d
$\Delta[FONDEO(t-12)]$	-0.04876	-0.05404 ^d
$\Delta[FONDEO(t-15)]$	-0.08677 ^b	-0.09652 ^b
$\Delta[SOB](t)$	-0.03008 ^c	-0.03543 ^b
$\Delta[SOB](t-2)$	-0.03700 ^b	-0.03118 ^b
$\Delta[SOB](t-7)$	-0.02746 ^c	-0.02825 ^b
$\Delta[SOB](t-8)$	0.03422 ^b	0.03376 ^b
$\Delta[SOB](t-12)$	-0.04317 ^b	-0.04372 ^b
$\Delta[LTC(t)]$	27.13905 ^b	
$\Delta[LTC(t-1)]$	35.63655 ^b	34.58535 ^b
$\Delta[B30(t)]$	0.94743	1.19563 ^d
$\Delta[SPREAD(t)]$	0.26610 ^c	0.52187 ^b
$\Delta[SPREAD(t-1)]$	0.49154 ^b	0.49114 ^b
$\Delta[SPREAD(t-11)]$	-0.43245 ^b	-0.46530 ^b
$\Delta[LRUS(t-2)]$	1.38819 ^c	1.47569 ^c
$\Delta[LRUS(t-3)]$	-1.86524 ^b	-1.93599 ^b
$\Delta[LRUS(t-4)]$	2.44362 ^b	2.38395 ^b
$\Delta[LBRA(t)]$	-2.74105 ^b	-3.25448 ^b
$\Delta[LBRA(t-1)]$	3.42389 ^b	3.07212 ^b
$\Delta[LBRA(t-3)]$	1.78093 ^c	1.91975 ^c
$\Delta[LBRA(t-11)]$	-1.77227 ^c	-1.80275 ^c
$\Delta[LBRA(t-14)]$	2.16565 ^b	2.19337 ^b
$\Delta[LBRA(t-15)]$	-2.43600 ^b	-2.51102 ^b
R^2	0.33295	0.32292
R^2 ajustada	0.31119	0.30084
AIC	2.76155	2.77647
SBC	2.91601	2.93093
Observaciones	824	824

^a Estimaciones mediante MCO con errores estándar y covarianza de heteroscedasticidad consistente (a la White). ^b Significativo al 1%. ^c Significativo al 5%. ^d Significativo al 10 por ciento.

¹⁴ En el Apéndice presentamos nuestras estimaciones de los modelos de Aguilar y Juan-Ramón (1997) y Greenham (1997).

por ejemplo, en los informes del Banco de México de 1998 y 1999 se reconoce la importancia de los efectos de contagio sobre la economía mexicana, especialmente sobre los movimientos de las tasas de interés y el tipo de cambio, los coeficientes asociados a los índices de las bolsas de Brasil y Rusia parecen grandes considerando que la alta volatilidad de estas variables ocurre en episodios específicos (gráficas VI y VII). También cabe mencionar que la magnitud de los coeficientes asociados al *spread* no cambia mucho si se excluyen las variables asociadas a las bolsas extranjeras, pero la de aquellos asociados a la depreciación del tipo de cambio si son ligeramente mayores cuando las variables mencionadas se excluyen.¹⁵

CUADRO 4. PRUEBAS DE AUTOCORRELACIÓN BREUSCH-GODFREY LM DE LA REGRESIÓN A

Rezagos	Estadístico F	R ² (núm. de observaciones)
1	2.05920	2.12614
3	2.36126 ^a	7.28642 ^a
5	1.77556	9.13413
7	1.59058	11.45189
9	1.51936	14.05507
11	1.52504	17.21905
13	1.33955	17.90498
15	1.22459	18.91130

^a Significativo al 10 por ciento.

A continuación realizamos pruebas de autocorrelación, de efectos tipo ARCH (por sus siglas en inglés, *autoregressive conditional heteroscedasticity*) y estabilidad para la regresión A. Las pruebas de autocorrelación de Breusch-Geoffrey LM para los primeros 15 rezagos indican que la hipótesis de cero autocorrelación no se rechaza para los nivel de significancia convencionales del 1 y 5% (cuadro 4).¹⁶ Por tanto, no hay evidencia que sugiera un movimiento sistemático de la variable dependiente que no está tomado en cuenta en los coeficientes obtenidos de la estimación de mínimos cuadrados ordinarios.

¹⁵ Obsérvese que los resultados de Greenham (1997) y Aguilar y Juan Ramón (1997) reportan efectos asociados a la depreciación del tipo de cambio mayores que los aquí reportamos y no incluyen variables para captar volatilidad internacional.

¹⁶ La prueba de autocorrelación de Breusch-Godfrey es una prueba de multiplicador de Lagrange de la hipótesis nula de cero autocorrelación, en contraste con la hipótesis alternativa de AR(p) [o MA(p)], donde p es el número de rezagos de los residuales cuadrados de la regresión. Esta prueba es una prueba conjunta de los primeros p coeficientes de autocorrelación.

Sin embargo, las pruebas ARCH LM para los primeros 15 rezagos indican que la hipótesis de cero efectos ARCH se rechaza para cualquier nivel de significancia, de manera que persisten estos efectos a pesar de las variables incluidas para controlar por la volatilidad internacional (cuadro 5).¹⁷ La heterocedasticidad en los residuales, al igual que la autocorrelación, invalida las fórmulas convencionales de los errores estándar. Por tanto, los coeficientes obtenidos mediante la estimación de mínimos cuadrados ordinarios son ineficientes y la inferencia basada en éstos es afectada de manera adversa.^{18, 19}

CUADRO 5. PRUEBAS DE HETEROSCEDASTICIDAD ARCH LM DE LA REGRESIÓN A

Rezagos	Estadístico F	R ² (núm. de observaciones)
1	21.68703 ^a	21.18038 ^a
3	19.53138 ^a	54.94075 ^a
5	15.00186 ^a	69.18014 ^a
7	10.45399 ^a	67.77135 ^a
9	11.33767 ^a	72.98827 ^a
11	9.56104 ^a	94.35790 ^a
13	8.39158 ^a	97.64201 ^a
15	7.26360 ^a	97.72543 ^a

^a Significativo al 1 por ciento.

¹⁷ La prueba ARCH LM se basa en una regresión de los residuales cuadrados de un periodo con respecto a una serie de rezagos de los residuales cuadrados. Por ejemplo, si hay 3 rezagos entonces $u_t^2 = \beta_1 + \beta_2 u_{t-1}^2 + \beta_3 u_{t-2}^2 + \beta_4 u_{t-3}^2 + \dots$ El producto de esta prueba es un estadístico F, y un estadístico (# de observaciones)*R², que se distribuye como una χ^2 , cada uno con un valor de probabilidad relevante para rechazar la hipótesis nula de cero efectos ARCH.

¹⁸ Sin embargo, si la heteroscedasticidad no está correlacionada con las variables del modelo entonces, al menos en muestras grandes, las estimaciones de mínimos cuadrados no están sesgadas, si bien no utilizan los datos de manera óptima (Green, 1993).

¹⁹ En una versión anterior de este documento estimamos un modelo GARCH de la tasa de fondeo utilizando como ecuación de la media condicional la ecuación (1) y como ecuación del proceso de error: $\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}$, donde v_t es un proceso de ruido blanco tal que $\sigma_v^2 = 1$ y

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \gamma_j h_{t-j}$$

donde h_t , la varianza del término de error, depende de los términos de error al cuadrado de q períodos anteriores (o efectos ARCH), ε_{t-i}^2 , y de las varianzas de p períodos anteriores (o efectos GARCH), h_{t-j} . Los resultados de esta estimación indican en la ecuación de la varianza condicional se observa que tanto la constante como los coeficientes asociados a efectos ARCH(1) y GARCH(1) son positivos y significativamente diferentes de cero. No obstante, la comparación de la ecuación de la media condicional del modelo GARCH con la ecuación de MCO indica que los coeficientes de MCO son relativamente robustos tanto en signo como en magnitud en este caso.

Por otra parte, las pruebas de estabilidad que realizamos muestran resultados poco satisfactorios que sugieren que el modelo no ajusta a los datos durante todo el período de análisis. En primer lugar está la prueba de residuales recursivos²⁰ que indica que hay inestabilidad en varios períodos a partir de junio de 1998 porque a partir de entonces hay muchos residuales que se encuentran fuera de las bandas de confianza de 5% (gráfica VIII, A). Las pruebas de suma acumulada de residuales CUSUM (por su siglas en inglés, *cumulative sum of the residuals*)²¹ (gráfica VIII, B) y suma acumulada de residuales cuadrados CUSUM² (gráfica VIII, C) tienen resultados mixtos, ya que en la primera de ellas el estadístico de la prueba está dentro del intervalo de confianza. Sin embargo, el estadístico de la segunda prueba está notablemente fuera del intervalo de confianza entre diciembre de 1996 y diciembre de 1998 (obsérvese que hay un cambio notable en la trayectoria del estadístico en junio de 1998).

El resto de las pruebas también indica inestabilidad. Las pruebas de pronóstico de 1-paso (del inglés, *one-step forecast test*)²² (gráfica VIII, D) y N-pasos (del inglés, *N-step forecast test*)²³ (gráfica VIII, E) indican varios puntos en la muestra en los que la probabilidad de que la regresión A ajuste tales puntos es menor que 5%. En la prueba de pronóstico de 1-paso, los puntos en los que la regresión estimada es menos exitosa se concentran hacia el final de la muestra (nuevamente a partir de junio de 1998). La prueba de pronóstico de N pasos, a su vez, contiene puntos en los que la probabilidad de ajuste es menor que 5% a partir de diciembre de 1996 y es cero a partir de marzo de 1997.

²⁰ Esta prueba grafica los residuales provenientes de la estimación repetida de la regresión de MCO propuesta en muestras sucesivamente más grandes (agregando cada vez una observación al final de la muestra) y una banda de más y menos dos errores estándar. Los residuales situados afuera de la banda indican inestabilidad en los parámetros de la regresión.

²¹ Esta prueba se basa en un estadístico que se construye mediante la suma acumulada de los residuales recursivos. Esta suma se grafica a través del tiempo junto con un intervalo de confianza. La prueba encuentra inestabilidad de los parámetros si la suma acumulada se sale del intervalo de confianza.

²² Esta prueba produce una gráfica de los residuales recursivos y errores estándar, así como de los valores de probabilidad para aquellos puntos de la muestra en que la probabilidad es igual o menor que 15%. Esto permite identificar los períodos en los que la regresión propuesta es menos exitosa.

²³ Esta prueba emplea estimaciones recursivas para realizar una secuencia de pruebas de pronóstico de Chow. En contraste con la prueba de pronóstico de Chow, esta prueba automáticamente computa todos los casos factibles de especificación del período de pronóstico, comenzando con la muestra más pequeña con que se puede estimar la ecuación propuesta y agregando una observación cada vez.

Finalmente, los coeficientes recursivos estimados de la regresión A se presentan en la gráfica IX. Se observa que hay una variación significativa en varios de los coeficientes. En particular, de aquellos asociados al propio rezago de un período de la tasa de fondeo, al saldo objetivo anunciado corriente y a sus rezagos, al rezago de un período del tipo de cambio y a la tasa de interés del Bono de Estados Unidos corriente.

Este problema es una mala noticia. Exploramos sus repercusiones para efectos de la pregunta que nos interesa en la siguiente sección mediante un análisis de regresiones rodantes. Este método nos permite un seguimiento más cercano de la evolución del efecto del *corto* en este período, considerando de manera explícita que los parámetros cambian a través del tiempo.

3. Regresiones rodantes

Para este ejercicio, inicialmente estimamos la ecuación (1), considerando 6 rezagos de cada variable, para las 500 observaciones del período comprendido entre el 1º de febrero de 1996 y el 2 de febrero de 1998 y verificamos que la regresión obtenida cumpliera con la batería de pruebas de autocorrelación, he-

CUADRO 6. ESTIMACIÓN DE LA REGRESIÓN C, DE 1º DE FEBRERO DE 1996 A 2 DE FEBRERO DE 1998^a

	<i>III</i>
$\Delta[FONDEO(t-2)]$	-0.11620 ^c
$\Delta[FONDEO(t-4)]$	-0.07729 ^d
$\Delta[SOBJ(t-1)]$	-0.04674 ^b
$\Delta[SOBJ(t-2)]$	-0.04649 ^d
$\Delta[LTC(t)]$	36.12815 ^b
$\Delta[LTC(t-1)]$	38.48683 ^b
$\Delta[B30(t)]$	1.98545 ^c
$\Delta[SPREAD(t-1)]$	0.66373 ^c
$\Delta[SPREAD(t-5)]$	0.46645 ^c
$\Delta[SPREAD(t-6)]$	0.50803 ^c
$\Delta[LRUS(t-1)]$	2.48725 ^d
$\Delta[LBRA(t-2)]$	3.49762 ^d
$\Delta[LBRA(t-6)]$	4.14911 ^c
R^2	0.27765
R^2 ajustada	0.20111
AIC	2.43268
SBC	2.84446

^a Estimaciones mediante MCO con errores estándar y covarianza de heteroscedasticidad consistente (a la White). ^b Significativo al 1%. ^c Significativo al 5%. ^d Significativo al 10 por ciento.

teroscédasticidad y estabilidad. Denominamos a esta estimación regresión *C*. Los coeficientes significativos resultantes de la regresión *C* se presentan en el cuadro 6 y las pruebas de autocorrelación, heteroscédasticidad y estabilidad en el Apéndice.

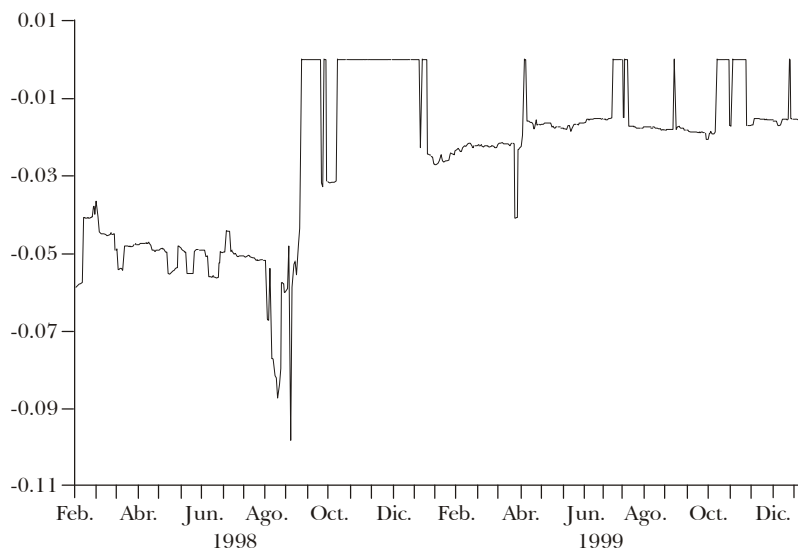
En cuanto a los coeficientes de la regresión *C*, cabe mencionar que los incrementos en la tasa de fondeo asociados a un cambio en el saldo objetivo de un millón de pesos, una depreciación del tipo de cambio de 1%, un aumento de 1% en la tasa de interés de Estados Unidos y un aumento de 1% en el diferencial de tasas soberano del Bono Brady son de -0.039, 62.5, 1.66 y 1.76 puntos porcentuales, respectivamente. Estas magnitudes difieren notablemente de las que se obtienen utilizando la muestra de datos completa y en el caso del tipo de cambio y la tasa de interés de Estados Unidos éstas coinciden más con Greenham (1997) y Aguilar y Juan-Ramón (1997). En cuanto a las pruebas que aplicamos a la regresión *C*, sólo mencionaremos aquí que éstas indican que esta regresión no presenta efectos de autocorrelación claramente significativos hasta el rezago 15 o problemas notables de estabilidad, pero sí de heteroscédasticidad tipo ARCH.²⁴

Proseguimos con la estimación final de esta ecuación desplazando la muestra en una observación hacia adelante cada vez (quitando la observación del principio y agregando una observación para mantener el tamaño de la muestra), obteniendo así 500 estimaciones sucesivas de la regresión *C*. Las gráficas X a XV presentan el efecto total de largo plazo sobre la tasa de fondeo asociado a cada variable independiente, computado en cada ecuación como la suma de coeficientes significativos al 1% y 5% de tal variable entre la suma de coeficientes significativos al 1% y 5% de la tasa de fondeo y sus rezagos.

La gráfica X presenta el efecto total de largo plazo sobre la tasa de fondeo asociado a un cambio de un millón de pesos en el saldo objetivo anunciado. En congruencia con los resultados de la sección previa, si bien el signo del efecto siempre es negativo o cero, la magnitud del mismo fluctúa. Su promedio es -0.027 puntos porcentuales y tiene una desviación estándar de 0.02 puntos porcentuales. El efecto alcanza su magnitud máxima de -0.088 puntos porcentuales en las regresiones que incluyen los datos inmediatamente anteriores a septiembre de 1998

²⁴ Obsérvese que las estimaciones de Greenham (1997) y Aguilar y Juan-Ramón (1997) emplean precisamente los datos del periodo en que MCO genera coeficientes más estables. Cabe agregar que nuestras estimaciones del modelo de Greenham (1997) sugieren que éste no tiene alguno de los problemas que mencionamos.

GRÁFICA X. EFECTO SOBRE LA TASA DE FONDEO ASOCIADO AL SALDO OBJETIVO ACUMULADO, 1998-99



y su magnitud mínima de cero en prácticamente todas las regresiones que incluyen observaciones del período entre septiembre de 1998 y enero de 1999.

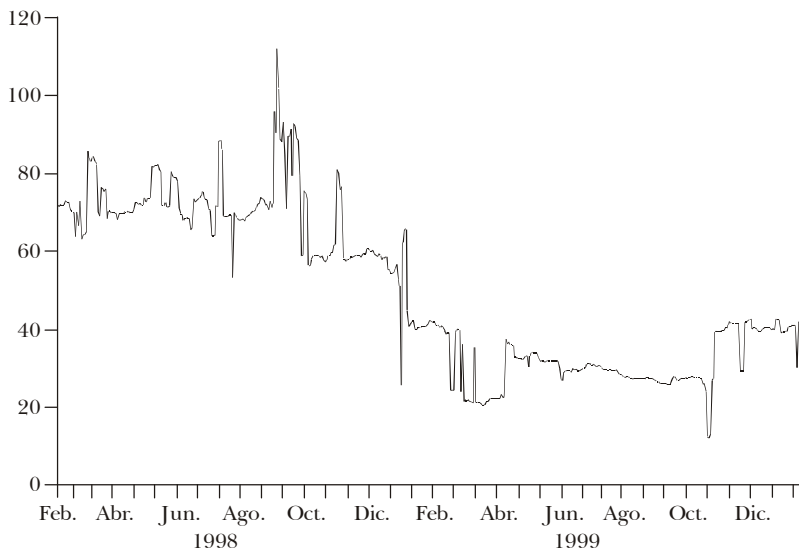
Otro aspecto interesante de la gráfica X es que puede apreciarse una diferencia notable del efecto promedio asociado al *corto* si se excluyen las observaciones del período de septiembre de 1998 a enero de 1999. Antes de ese período el efecto promedio de un incremento en el saldo objetivo de un millón de pesos es -0.053 puntos porcentuales y después de ese período es -0.020 puntos porcentuales. Por tanto, mientras que antes de la crisis financiera internacional un *corto* de 20 millones de pesos producirá un incremento de 106 puntos base, actualmente produce un incremento promedio de 40 puntos base.

El efecto sobre la tasa de fondeo asociado a una depreciación del tipo de cambio de 1% tiene una magnitud promedio de 48.3 puntos base, una desviación estándar de 19.6 puntos base, un máximo de 105.2 puntos base y un mínimo de 13.5 puntos base. El efecto promedio a partir de febrero de 1998 es, por tanto, menor que entre febrero de 1996 y febrero de 1998 según reportamos anteriormente. De acuerdo con la gráfica XI, este efecto es más estable que el del *corto*, pero exhibe una tendencia decreciente: entre febrero y diciembre de 1998 el incremento promedio de la tasa de fondeo ante una depreciación de 1% es aproximadamente 70 puntos base y a partir de enero

de 1999 el incremento promedio es aproximadamente 33 puntos base.

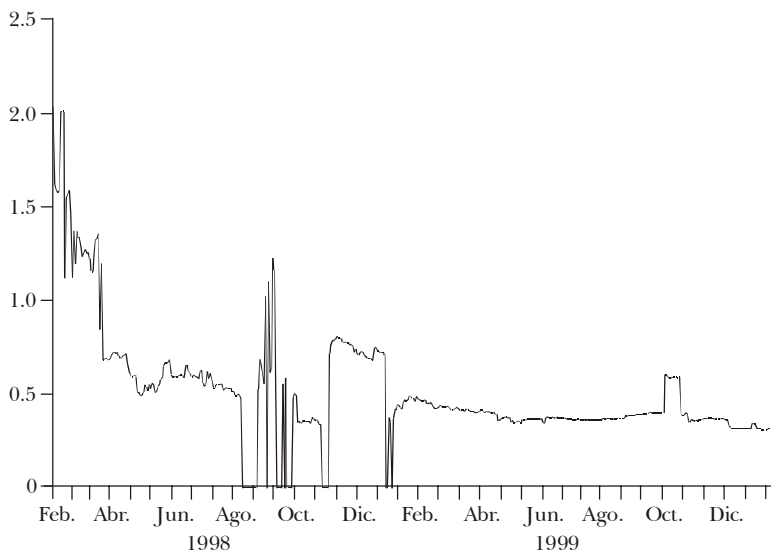
Los estadísticos descriptivos del efecto asociado a un incremento del diferencial de tasas del Bono Brady de 100 puntos base indican una magnitud promedio de 50 puntos base, una desviación estándar de 36 puntos base, una magnitud máxima de 190 puntos base y una magnitud mínima de 0. Por tanto, nuevamente se observa que el efecto promedio es menor a partir de febrero de 1998 que entre febrero de 1996 y febrero de 1998. Al igual que en el caso del *corto*, hay una fluctuación notable en este efecto entre septiembre de 1998 y enero de 1999. A partir de entonces el efecto promedio es más estable: la tasa de fondeo aumenta en 40 puntos base en respuesta a un incremento de 100 puntos base en el diferencial de tasas del Bono Brady.

GRÁFICA XI. EFECTO SOBRE LA TASA DE FONDEO ASOCIADO A LA DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO, 1998-2000



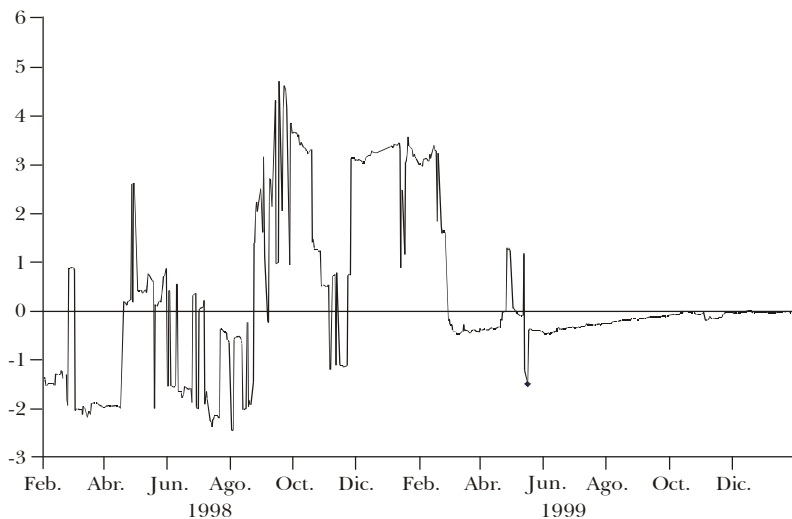
Por último, están los efectos asociados a los índices de las bolsas de valores de Rusia y de Brasil y a la tasa de interés del bono de Estados Unidos a 30 años. Con respecto a los índices de las bolsas de valores de Rusia y Brasil, se observa que en respuesta a un incremento de un punto porcentual de éstos se producen incrementos en la tasa de fondeo de 5.6 y 13.4 puntos porcentuales respectivamente entre septiembre y diciembre de 1998, que es cuando estas variables producen su efecto má-

GRÁFICA XII. EFECTO SOBRE LA TASA DE FONDEO ASOCIADO AL DIFERENCIAL DE TASAS DEL BONO BRADY, 1998-2000



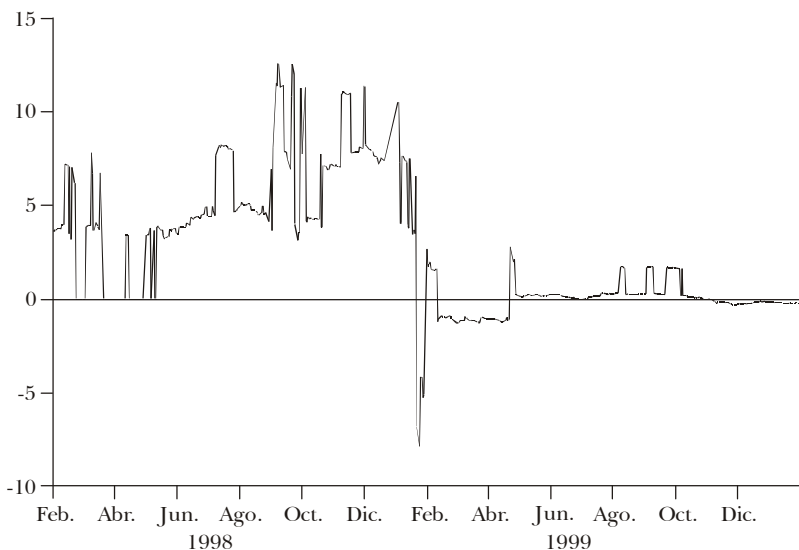
ximo. Después de ese episodio el efecto de cada una de estas variables se reduce a cero, magnitud que prácticamente se mantiene estable hasta el final de la muestra (gráficas XIII y XIV).

GRÁFICA XIII. EFECTO SOBRE LA TASA DE FONDEO ASOCIADO AL ÍNDICE DE LA BOLSA DE VALORES DE RUSIA, 1998-99



Finalmente, el efecto sobre la tasa de fondeo asociado a un incremento de un punto porcentual en la tasa de interés de Estados Unidos que se detecta a partir de marzo de 1998 es cero, en contraste con el efecto positivo que se obtiene en la regresión *C*, de aproximadamente 1.66 puntos porcentuales, y en los dos estudios ya mencionados que también utilizan datos de 1996 y 1997. Una posible explicación de este resultado es que el aumento en la aversión al riesgo y en la preferencia por la liquidez que se dio durante la crisis financiera internacional de 1998 hizo que se redujera la correlación positiva que normalmente existe entre la tasa de fondeo y la tasa del bono de Estados Unidos a 30 años (gráfica XV).

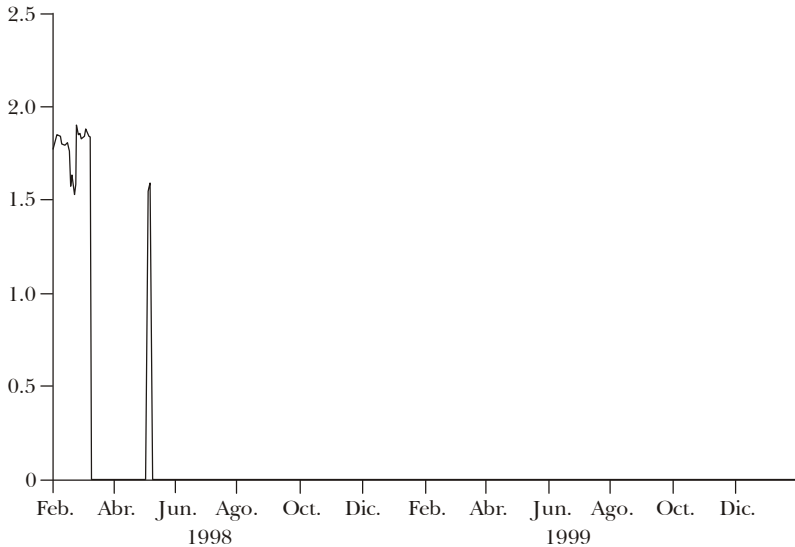
GRÁFICA XIV. EFECTO SOBRE LA TASA DE FONDEO ASOCIADO AL ÍNDICE DE LA BOLSA DE VALORES DE BRASIL, 1998-99



Probablemente el aspecto que más conviene resaltar es que a través de este análisis no sólo se pueden identificar los episodios de inestabilidad de los coeficientes sino que puede medirse el cambio en los coeficientes. La magnitud del efecto del *corto* que se obtiene mediante las regresiones rodantes es, en promedio, notablemente menor que la que encontramos en el apartado 2 y la que encuentran los otros estudios sobre este tema que emplean MCO. Además, este efecto es aún menor, pero estable, si sólo se consideran los datos posteriores a la crisis financiera internacional de 1998. La inestabilidad de los coeficientes pudiera deberse a un cambio brusco o desproporcional en alguna de

las variables de la regresión u otras que no captamos por la crisis financiera internacional. Por tanto, los efectos del *corto* estimados en esta sección son más confiables.

GRÁFICA XV. EFECTO SOBRE LA TASA DE FONDEO ASOCIADO A LA TASA DE INTERÉS DEL BONO DEL TESORO DE EE.UU. A 30 AÑOS, 1998-99



4. Interacción entre la tasa de interés de fondeo, el tipo de cambio y el saldo objetivo anunciado

Como mencionamos en la apartado anterior, debido a la posibilidad de que la tasa de interés de fondeo y el tipo de cambio se determinen en forma simultánea probablemente en respuesta a un mismo choque estimamos la ecuación (1) incluyendo y excluyendo de ella el valor corriente de esta variable. En esta sección exploramos con más profundidad la interacción entre la tasa de interés de fondeo, el tipo de cambio y el saldo objetivo anunciado a través del examen de la matriz de correlación, de las pruebas de causalidad de Granger y de un vector autorregresivo (VAR) con estas tres variables.

De acuerdo con la matriz de correlación presentada en el cuadro 7, hay una correlación positiva entre los valores corrientes de estas tres variables. Con todo, mientras que la correlación entre la tasa de interés y el saldo objetivo y entre el tipo de cambio y el saldo objetivo son menores que 10%, aquella entre la tasa de interés y el tipo de cambio es notablemente más alta, cercana a 25%. Pero cabe recordar que ma-

yor correlación no implica causalidad en ningún sentido de la palabra.

Por consiguiente, estimamos el correlograma cruzado entre la tasa de fondeo y el tipo de cambio con 36 rezagos, el cual indica que la correlación de la tasa de interés corriente con el tipo de cambio correspondiente al período inmediato anterior e inmediato posterior es mayor que 25%, en tanto que la correlación de la tasa de interés con el tipo de cambio de 2 períodos antes es casi 20% pero con el tipo de cambio de 2 períodos después es menor que 3%.²⁵ Esta evidencia sugiere cierta causalidad del tipo de cambio hacia la tasa de interés pero no viceversa.

CUADRO 7. MATRIZ DE CORRELACIÓN (PRIMERAS DIFERENCIAS)

	<i>Tasa de interés</i>	<i>Tipo de cambio</i>	<i>Saldo objetivo</i>
Tasa de interés	1.0000	0.2441	0.0731
Tipo de cambio	0.2441	1.0000	0.0912
Saldo objetivo	0.0731	0.0912	1.0000

Para corroborar este resultado, se estimaron pruebas de causalidad de Granger con 15 rezagos (cuadro 8). La hipótesis de que todos los coeficientes de los rezagos son cero (es decir, que éstos no contribuyen en la predicción de la variable dependiente) se rechaza con niveles de significancia mínimos, excepto para la prueba de causalidad de los coeficientes de la tasa de interés en la ecuación del tipo de cambio y para la prueba de causalidad de los coeficientes del saldo objetivo en la ecuación del tipo de cambio. Por lo tanto, el tipo de cambio causa en el sentido

CUADRO 8. PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Observaciones</i>	<i>Estadístico-F</i>
Tipo de cambio-tasa de interés	914	10.1018 ^a
Tasa de interés-tipo de cambio	914	0.95852
Saldo objetivo-tasa de interés	1053	16.0003 ^a
Tasa de interés-saldo objetivo	1053	7.05161 ^a
Saldo objetivo-tipo de cambio	914	2.16534 ^a
Tipo de cambio-saldo objetivo	914	9.70802 ^a

^a Significativo al 1 por ciento.

²⁵ En general, para el resto de los rezagos no hubo ninguna correlación superior a 10% con excepción de aquella entre la tasa de interés de fondeo y el tipo de cambio de 4 rezagos que resultó de 16 por ciento.

de Granger a la tasa de interés y no viceversa, el saldo objetivo causa en el sentido de Granger a la tasa de interés y viceversa y el tipo de cambio causa al saldo objetivo y viceversa.

Finalmente, procedimos a estimar los vectores autorregresivos utilizando los niveles de estas tres variables. La tasa de interés de Estados Unidos, el índice de la bolsa de valores de Brasil y el *spread* del Bono Brady se incluyen como variables exógenas. Estimamos todos los VAR que surgen de modificar el orden entre estas 3 variables en niveles (Enders, 1995), considerando 8 rezagos de cada variable.²⁶ Debido a que la única diferencia notable entre estos VAR parece provenir del hecho de que el tipo de cambio se especifique antes o después de la tasa de interés en cada VAR, sólo incluimos las estimaciones de dos de ellos en los que esta diferencia se contrasta junto con las funciones de impulso respuesta a 60 días y las descomposiciones de varianzas correspondientes. En el VAR-1 el orden de especificación es tasa de fondeo-tipo de cambio-saldo objetivo (gráfica XVI y cuadro 9) y en el VAR-2 el orden de especificación es tipo de cambio-tasa de fondeo-saldo objetivo (gráfica XVII y cuadro 10). Los aspectos más interesantes a resaltar son los siguientes.

Primero, que las estimaciones confirman que un choque en el saldo objetivo anunciado tiene un efecto inverso en la tasa de interés y que un choque en el tipo de cambio tiene un efecto directo en la tasa de interés. Estos dos efectos se observan en todos los vectores autorregresivos con independencia del orden en que se incluyen las variables, lo cual se puede apreciar en las funciones de impulso respuesta y de descomposición de varianzas que se anexan. Sin embargo, conviene observar que las descomposiciones de varianzas presentadas en los cuadros 9 y 10 indican que después de 60 días si bien el porcentaje de la variación debida a variaciones del saldo objetivo es bastante similar en ambas especificaciones (16.1% y 16.5%, respectivamente) el porcentaje de la variación atribuida a variaciones del tipo de cambio es notablemente menor en el VAR-1 que en el VAR-2 (9.97 y 28.3%, respectivamente).

Este resultado es congruente, en general, con las estimaciones obtenidas de las regresiones simples. En las funciones de impulso respuesta inclusive se observa que el choque sobre la tasa de fondeo tiene una duración de 15 días, que coincide con las estimaciones que se presentan en el apartado 2. La contribución porcentual de la variación del saldo objetivo a la variación total de la tasa de fondeo es menor que 17%. Tanto el

²⁶ El número de rezagos se seleccionó mediante el criterio de Schwartz.

VAR-1 como el VAR-2 indican que más de la mitad de la variación total de la tasa de fondeo es atribuida a su propia variación.

Segundo, con respecto a la relación entre el tipo de cambio y la tasa de interés se observa que cuando en el VAR la tasa de interés está antes que el tipo de cambio, un aumento en la tasa de interés primero aumenta el tipo de cambio y luego lo reduce (gráfica XVI). No obstante, cuando en el VAR el tipo de cambio está antes que la tasa de interés, un aumento en la tasa de interés solamente reduce el tipo de cambio a partir del día 5 (gráfica XVII). En cuanto a la relación entre el saldo objetivo y el tipo de cambio, con independencia del orden de especificación, se observa que el saldo objetivo tiene un efecto positivo sobre el tipo de cambio, también a partir del día 5. Las descomposiciones de varianza correspondientes indican que después de 60 días el porcentaje de variación asociado a variaciones en el saldo objetivo es 18.3% en el VAR-1 y 3.3% en el VAR-2, mientras que los porcentajes de variación asociados a variaciones en el propio tipo de cambio y a variaciones de la tasa de fondeo son de 65.1% y 16.7% en el VAR-1 y 69.5% y 27.3% en el VAR-2.

Tercero, el efecto sobre el saldo objetivo de un incremento en el tipo de cambio es negativo; este efecto es pequeño y es mucho más persistente cuando la tasa de fondeo precede al tipo de cambio que cuando éste la precede. El efecto de un choque en la tasa de interés es positivo y persistente con independencia del orden de especificación. Asimismo, cabe mencionar que las variaciones en la tasa de fondeo representan un porcentaje mayor de la variación en el saldo objetivo que las variaciones en el tipo de cambio. En particular, estas últimas representan un porcentaje menor que 7% en el VAR-1 y menor que 4% en el VAR-2.

La muestra disponible para analizar la dinámica de estas variables bajo el régimen de saldos acumulados abarca solamente cuatro años, los cuales pueden ser insuficientes para captar movimientos de largo plazo de las variables y, en consecuencia, la especificación de los VAR en niveles pudiera ser inadecuada y ésta podría ser la razón de las diferencias en los efectos reportados. Por ende, estimamos el VAR-1 y el VAR-2 en primeras diferencias y encontramos que la asimetría en el efecto sobre el tipo de cambio asociado a variaciones en la tasa de fondeo persiste en la estimación en primeras diferencias. En contraste, la diferencia en la persistencia del efecto sobre el saldo acumulado objetivo asociado a variaciones en el tipo de cambio no: una reducción exógena del tipo de cambio produce una reducción en el saldo objetivo anunciado que representa menos de 7% de la varianza del saldo acumulado. El resto de los resultados coinci-

**CUADRO 9. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZAS DEL VAR-1 (TASA DE FON-
DEO, TIPO DE CAMBIO Y SALDO OBJETIVO)**

<i>Período</i>	<i>S.E.</i>	<i>TFON</i>	<i>TC</i>	<i>SOBJ</i>
Descomposición de la varianza de TFON				
1	1.17522	100.0000	0.00000	0.00000
5	2.21313	74.51070	6.50811	18.98118
10	2.56148	71.25056	11.24791	17.50153
15	2.66663	72.83673	10.76651	16.39676
20	2.73663	73.79269	10.61506	15.59224
25	2.77667	74.39339	10.39733	15.20928
30	2.80404	74.68652	10.20104	15.11244
35	2.82547	74.75586	10.05337	15.19077
40	2.84354	74.67691	9.95753	15.36555
45	2.85944	74.51323	9.90891	15.57786
50	2.87371	74.30924	9.90048	15.79028
55	2.88660	74.09367	9.92473	15.98160
60	2.89831	73.88383	9.97456	16.14161
Descomposición de la varianza de TC				
1	0.00610	5.19131	94.80868	0.00000
5	0.01170	3.32463	96.30834	0.36702
10	0.01449	2.55967	96.45982	0.98051
15	0.01632	3.16037	93.64120	3.19842
20	0.01790	4.41163	89.86996	5.71840
25	0.01933	6.13787	85.56827	8.29386
30	0.02063	7.99924	81.34831	10.65244
35	0.02182	9.80824	77.52496	12.66680
40	0.02291	11.48861	74.18036	14.33103
45	0.02389	13.01039	71.31210	15.67750
50	0.02479	14.37292	68.87378	16.75330
55	0.02561	15.58787	66.80680	17.60533
60	0.02635	16.67073	65.05382	18.27545
Descomposición de la varianza de SOBJ				
1	8.08801	0.20013	0.52068	99.27918
5	13.47629	3.95585	2.81857	93.22557
10	15.09540	9.89796	4.23501	85.86701
15	16.18346	10.63771	4.24188	85.12041
20	17.16420	11.51657	4.26769	84.21574
25	17.94224	12.30769	4.38804	83.30427
30	18.59437	12.92206	4.64591	82.43203
35	19.14713	13.49845	4.95704	81.54451
40	19.61642	14.05671	5.31311	80.63017
45	20.01921	14.60132	5.69660	79.70207
50	20.36826	15.13827	6.09849	78.76323
55	20.67346	15.66834	6.51136	77.82029
60	20.94293	16.19089	6.92910	76.88000

CUADRO 10. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZAS DEL VAR-2 (TIPO DE CAMBIO, TASA DE FONDEO Y SALDO OBJETIVO)

<i>Período</i>	<i>S.E.</i>	<i>TC</i>	<i>TFON</i>	<i>SOBJ</i>
Descomposición de la varianza de TC				
1	0.0552	100.0000	0.0000	0.00000
5	0.1142	99.5000	0.0284	0.4711
10	0.1485	98.7723	0.8436	0.3839
15	0.1669	96.0115	3.3121	0.6763
20	0.1810	92.1278	6.6358	1.2362
25	0.1931	88.0817	10.1156	1.8025
30	0.2038	84.2756	13.4337	2.2905
35	0.2136	80.8721	16.4604	2.6674
40	0.2225	77.9001	19.1634	2.9364
45	0.2308	75.3253	21.5601	3.1145
50	0.2386	73.0949	23.6841	3.2209
55	0.2458	71.1548	25.5722	3.2728
60	0.2525	69.4569	27.2584	3.2845
Descomposición de la varianza de fondeo				
1	1.1591	6.7072	93.2927	0.0000
5	2.4635	21.3825	58.7938	19.8232
10	3.0096	29.6024	52.6010	17.7964
15	3.1835	29.4839	53.0143	17.5017
20	3.2456	29.2575	53.5539	17.1884
25	3.2732	28.9379	54.0631	16.9988
30	3.2876	28.6995	54.4369	16.8635
35	3.2974	28.5382	54.6970	16.7647
40	3.3053	28.4363	54.8764	16.6872
45	3.3125	28.374	55.0028	16.6222
50	3.3193	28.3396	55.0956	16.5647
55	3.3259	28.3208	55.1675	16.5116
60	3.3322	28.3123	55.2263	16.4613
Descomposición de la varianza de SOBJ				
1	8.8805	0.3775	0.0325	99.5898
5	15.0758	2.0705	5.6099	92.3195
10	16.8099	2.7642	7.2912	89.9445
15	18.3322	2.6986	9.2583	88.0430
20	19.5339	2.6156	10.5855	86.7988
25	20.5320	2.6055	11.9619	85.4324
30	21.3899	2.6292	13.1619	84.2088
35	22.1318	2.6934	14.2743	83.0322
40	22.7823	2.7863	15.3053	81.9083
45	23.3580	2.9036	16.2701	80.8262
50	23.8720	3.0414	17.1784	79.7801
55	24.3347	3.1962	18.0373	78.7663
60	24.7541	3.3654	18.8527	77.7818

de con los de la estimación en niveles, aunque el efecto sobre la tasa de fondeo asociado al *corto*, además de transitorio, apenas resulta significativamente distinto de cero y representa el 14% de la varianza de la misma.²⁷

En resumen, los resultados sobre la causalidad cruzada entre el tipo de cambio y la tasa de interés de fondeo no son concluyentes. Las pruebas de causalidad de Granger indican que hay causalidad del tipo de cambio hacia la tasa de interés pero no viceversa, pero las funciones de impulso respuesta de los vectores autorregresivos indican que la respuesta observada de una de estas variables con respecto a un choque en la otra depende notablemente del orden de especificación. Por otra parte, en las pruebas de causalidad de Granger y en los vectores autorregresivos hay evidencia que sugiere que el objetivo de saldo acumulado anunciado está más relacionado con los movimientos en la tasa de fondeo que con los movimientos en el tipo de cambio.

En cuanto al saldo objetivo anunciado, las funciones de impulso respuesta confirman el resultado de la sección anterior, es decir, que un *corto* tiene un efecto negativo y transitorio sobre la tasa de fondeo. Las funciones no indican un efecto significativo de choques en esta variable sobre el tipo de cambio. El resto de los resultados provenientes de los vectores autorregresivos son compatibles con los que se presentan en los apartados 2 y 3, de esta sección, lo cual incrementa la confianza que se puede tener en la estructura impuesta en esas estimaciones.

IV. ANÁLISIS DE LOS EFECTOS SOBRE LAS TASAS DE INTERÉS DE LOS CETES A 28, 91, 182 Y 364 DÍAS

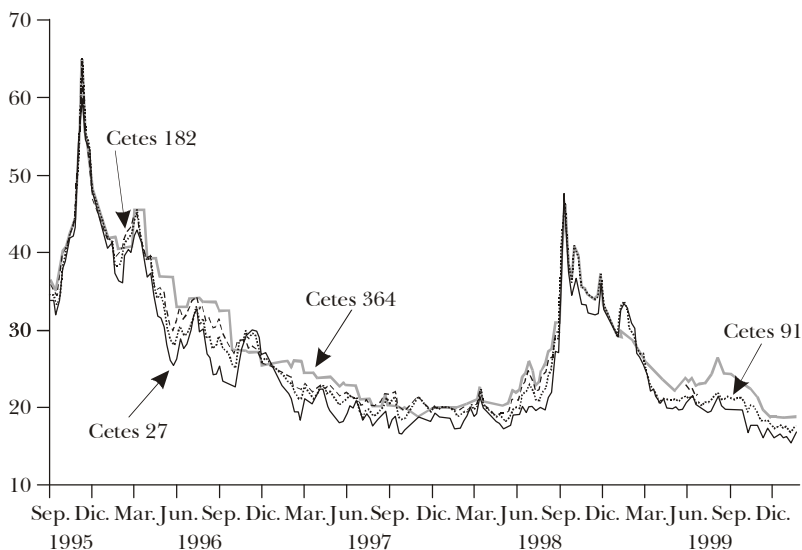
1. Descripción de los datos

En esta sección utilizamos datos semanales, debido a que esa es la periodicidad de las subastas de los Certificados de Tesorería (Cetes). En el período de análisis hubo dos lapsos, entre octubre y diciembre de 1995 y entre septiembre y diciembre de 1998, durante los cuales no hubo subastas de Cetes a 182 y a 364 días. Fuera de esos dos lapsos, estas variables se mueven juntas, inclusive con la tasa de interés de fondeo, como se puede apreciar al comparar con la gráfica I.

No sólo la correlación de estas variables es elevada, como indican los coeficientes de correlación entre ellas (cuadro 11). Las

²⁷ Estas estimaciones están disponibles a solicitud del lector.

GRÁFICA XVIII. TASAS DE INTERÉS DE LOS CETES A 28, 91, 182 Y 364 DÍAS 1998-99



pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y de Phillips-Perron (PP) muestran que cada una de las tasas de Cetes es no estacionaria pero que la diferencia entre cada par de tasas, excepto entre la tasa de los Cetes a 181 días y la de los Cetes a 91 días, si es estacionaria a los niveles de significancia convencionales.²⁸ Esto sugiere la existencia de cointegración, es decir, de una combinación lineal estacionaria de largo plazo entre las tasas de interés.

Una característica importante de las variables cointegradas es que sus trayectorias en el tiempo están influidas por cualquier desviación del equilibrio de largo plazo. Después de todo, si un

CUADRO 11. MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LAS TASAS DE INTERÉS

	TFON	Cetes a 28 días	Cetes a 91 días	Cetes a 182 días	Cetes a 364 días
Fondeo	1.00000	0.97477	0.96322	0.93911	0.89714
Cetes a 28 días	0.97477	1.00000	0.98891	0.96623	0.93092
Cetes a 91 días	0.96322	0.98891	1.00000	0.98235	0.95412
Cetes a 182 días	0.93911	0.96620	0.98295	1.00000	0.97883
Cetes a 364 días	0.89714	0.93092	0.95412	0.978838	1.00000

²⁸ Las pruebas de Dickey-Fuller y Phillips-Perron que realizamos son en niveles e incluyen una constante pero no una tendencia.

sistema debe retornar a su equilibrio de largo plazo, los movimientos de cuando menos algunas de las variables del sistema deben responder a la magnitud del desequilibrio. Las teorías sobre la estructura de tasas de interés implican una relación de largo plazo entre las tasas largas y cortas. En ausencia de posibilidades de arbitraje, la diferencia de equilibrio entre las tasas de largo plazo y las de corto plazo se debe tan sólo a primas de riesgo o de liquidez de los diferentes activos. Si la brecha entre la tasa de interés de largo plazo y la de corto plazo es “grande” relativa a la relación de largo plazo, la tasa de corto plazo en última instancia debe aumentar con respecto a la tasa de largo plazo. Esta brecha puede reducirse debido a: *i*) un aumento en la tasa de corto plazo y/o una reducción en la tasa de largo plazo, *ii*) un aumento en la tasa de largo plazo pero un aumento aún mayor en la tasa de corto plazo, o *iii*) una reducción en la tasa de largo plazo y una reducción aún menor en la tasa de corto plazo. Sin la especificación dinámica completa del modelo no es posible determinar cual de estas posibilidades ocurrirá. Una alternativa para aproximarse a este problema es mediante modelos de corrección de error.

2. Modelos de corrección de error

En un modelo de corrección de error, la dinámica de corto plazo de las variables de un sistema están influenciadas explícitamente por la desviación del equilibrio de largo plazo. Suponiendo que ambas tasas de interés tienen una raíz unitaria (lo cual no contradice las pruebas del cuadro 12), un modelo simple de corrección de error aplicable a la estructura de tasas de interés es:

$$(2) \quad \Delta r_{st} = \alpha_s (r_{lt-1} - \beta r_{st-1} - C) + \gamma_s \cdot X_s + \varepsilon_{st}$$

$$(3) \quad \Delta r_{lt} = -\alpha_l (r_{lt-1} - \beta r_{st-1} - C) + \gamma_l \cdot X_l + \varepsilon_{lt}$$

donde r_{lt} y r_{st} son las tasas de largo plazo y de corto plazo, respectivamente. X_s y X_l son vectores que contienen otras variables explicativas de la dinámica de corto plazo de estas tasas. Los dos términos representados por ε_{st} y ε_{lt} son términos de error ruido blanco que pueden estar correlacionados, α_s , α_l y β son parámetros positivos y C es la diferencia de largo plazo debida a primas de riesgo o liquidez entre la tasa de largo plazo y la de corto plazo. De esta manera, las tasas de interés de corto y largo plazo cambian en respuesta a choques estocásticos (representados por ε_{st} y ε_{lt}) y a desviaciones del equilibrio de largo plazo del

período anterior. *Ceteris paribus*, si ocurre una desviación positiva (de manera que $r_{it-1} - \beta r_{st} > C$) entonces la tasa de interés de corto plazo sube y la tasa de interés de largo plazo baja. El término $r_{it-1} - \beta r_{st} - C$ se denomina término de corrección de error y el equilibrio de largo plazo se obtiene cuando $r_{it-1} - \beta r_{st} = C$. β es el vector de cointegración del sistema, que de según la teoría económica en este modelo debe ser (1), debido a que en el largo plazo no deben existir oportunidades de arbitraje.

CUADRO 12. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA EN NIVELES

<i>Variable</i>	<i>Estadístico de la prueba ADF</i>	<i>Estadístico de la prueba PP</i>
Tasa de interés de los Cetes a 28 días	-2.35340	-2.07977
Tasa de interés de los Cetes a 91 días	-2.16135	-1.94503
Tasa de interés de los Cetes a 182 días	-1.73803	-3.42025 ^b
Tasa de interés de los Cetes a 364 días	-1.84913	-1.46163
Diferencia entre las tasas a 28 días y de fondeo	-4.86429 ^a	-9.34553 ^a
Diferencia entre las tasas a 91 días y de fondeo	-4.55643 ^a	-8.27196 ^a
Diferencia entre las tasas a 91 días y a 28 días	-4.86075 ^a	-7.66531 ^a
Diferencia entre las tasas a 182 días y de fondeo	-3.15125 ^b	-3.99889 ^a
Diferencia entre las tasas a 182 días y a 28 días	-3.38507 ^b	-3.21890 ^b
Diferencia entre las tasas a 182 días y a 91 días	-1.76187	-1.93606
Diferencia entre las tasas a 364 días y de fondeo	-3.23867 ^b	-3.99692 ^a
Diferencia entre las tasas a 364 días y a 28 días	-3.64721 ^a	-3.56029 ^a
Diferencia entre las tasas a 364 días y a 91 días	-2.83913 ^b	-3.81434 ^a
Diferencia entre las tasas a 364 días y a 182 días	-3.39434 ^b	-5.49121 ^a

^a Significativo al 1%. ^b Significativo al 5 por ciento.

En los cuadros 13, 14, 15 y 16 se presentan los resultados provenientes de los modelos de corrección de error para cada una de las tasas de interés de los Cetes como tasa de interés de largo plazo y la tasa de interés de fondeo como tasa de interés de corto plazo, incluyendo como variables independientes, en adición al término de corrección de error, las variables utilizadas en la sección III. La variable ΔT_i denota la tasa de interés de los Cetes a i días y la variable $T_i TF$ al término de corrección de error entre la tasa de interés de los Cetes a i días y la tasa de interés de fondeo.

El resultado más importante a destacar es que en los cuatro modelos los coeficientes asociados al término de corrección de error que se obtienen son congruentes con la teoría: el coeficiente asociado al término de corrección de error en cada ecuación de la tasa de Cetes tiene signo negativo y significativo, como indica la ecuación (3), excepto en la regresión para la tasa a

182 días en la que no es significativamente distinto de cero (lo cual se considera como una prueba indirecta de que el término de corrección de error es no estacionario, como revelan las pruebas del cuadro 12). A su vez, aquél en cada ecuación de la tasa de fondeo es positivo y significativo, como indica la ecuación (2). Por tanto, la hipótesis de que el vector de cointegración es (1) no es rechazada por los datos.

Asimismo, se observa que el coeficiente del término de corrección de error de la tasa de largo plazo se reduce en valor absoluto conforme se incrementa el plazo de la tasa de Cetes de 28 a 364 días. De acuerdo con los coeficientes obtenidos el 99% de una desviación entre la tasa de interés a 28 días y la tasa de

CUADRO 13. RESULTADOS DE LOS MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR DE LA TASAS DE CETES A 28 DÍAS^a

	$\Delta T28$	$\Delta TFONDEO$
<i>C</i>	-0.14973	-0.4491 ^b
$T28TF(t-1)$	-0.37540 ^b	0.26164 ^b
$\Delta SOBJ(t)$	-0.02009 ^b	-0.02450 ^b
$\Delta SOBJ(t-1)$	-0.03490 ^b	-0.02739 ^b
$\Delta SOBJ(t-2)$	-0.01924 ^c	
$\Delta SOBJ(t-3)$	-0.02260 ^b	
$\Delta SOBJ(t-4)$	-0.01078 ^c	0.00971 ^b
$\Delta SOBJ(t-5)$		0.01554 ^b
$\Delta LTC(t)$	17.21095 ^c	37.95068 ^b
$\Delta LTC(t-1)$		29.02330 ^b
$\Delta LTC(t-2)$	26.33941 ^b	
$\Delta LTC(t-3)$	10.05374 ^b	
$\Delta LTC(t-6)$		-18.21127 ^c
$\Delta B30(t-6)$		-2.22126 ^c
$\Delta LRUS(t)$	-2.22258 ^b	
$\Delta LRUS(t-1)$	2.08122 ^b	
$\Delta LRUS(t-2)$	3.17342 ^b	
$\Delta LRUS(t-6)$	2.37811 ^b	
$\Delta LBRA(t-1)$		4.23833 ^d
$\Delta LBRA(t-3)$		3.28367 ^c
$\Delta LBRA(t-6)$	-1.66495	
$\Delta SPREAD(t)$	0.92421 ^b	1.35657 ^b
$\Delta SPREAD(t-1)$		0.52299 ^d
$\Delta SPREAD(t-2)$		0.37749 ^c
R^2	0.72027	0.55374
R^2 ajustada	0.69696	0.51865
AIC	3.53430	3.86253
SBC	3.80567	4.11611
Número de observaciones	196	193

^a Estimaciones mediante MCO con errores estándar y covarianza de heteroscedasticidad consistente (a la White). ^b Significativo al 1%. ^c Significativo al 5%. ^d Significativo al 10 por ciento.

fondeo tarda aproximadamente 10 semanas en ser asimilado, mientras que una desviación entre la tasa a 91 días y la tasa de fondeo tarda aproximadamente 15 semanas y una desviación entre la tasa a 364 días y la tasa de fondeo tarda aproximadamente 39 semanas.²⁹ Esto sugiere que la información nueva se refleja de manera más inmediata en las tasas de más corto plazo.

CUADRO 14. RESULTADOS DE LOS MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR DE LA TASA DE CETES A 91 DÍAS^a

	$\Delta T91$	$\Delta T\text{FONDEO}$
<i>C</i>	0.285041 ^d	-0.677699 ^b
<i>T91TF(t-1)</i>	-0.270618 ^b	0.190268 ^b
$\Delta SOBJ(t)$		-0.026244 ^b
$\Delta SOBJ(t-1)$	-0.038457 ^b	-0.032177 ^b
$\Delta SOBJ(t-2)$	-0.014451 ^c	
$\Delta SOBJ(t-3)$	-0.013892 ^c	
$\Delta SOBJ(t-6)$		-0.010485 ^b
$\Delta LTC(t)$	22.58031 ^b	42.95504 ^b
$\Delta LTC(t-1)$		28.86685 ^c
$\Delta LTC(t-2)$	21.86257 ^c	
$\Delta LTC(t-6)$		-22.08625 ^b
$\Delta B30(t-6)$		-2.831569 ^b
$\Delta LRUS(t-2)$	3.261143 ^b	
$\Delta LRUS(t-3)$	-1.507983 ^c	
$\Delta LBRA(t-3)$		2.951014 ^d
$\Delta SPREAD(t)$	1.059863	1.033387 ^b
<i>R</i> ²	0.635278	0.527719
<i>R</i> ² ajustada	0.618002	0.501770
AIC	3.550279	3.877780
SBC	3.715195	4.063736
Número de obs.	200	193

^a Estimaciones mediante MCO con errores estándar y covarianza de heteroscedasticidad consistente (a la White). ^b Significativo al 1%. ^c Significativo al 5%. ^d Significativo al 10 por ciento.

En los cuatro modelos también se observa que tanto los cambios en el saldo objetivo como los cambios en la tasa de depreciación pasados afectan más a las tasas de más corto plazo que a las de más largo plazo. De acuerdo con los cuadros 13 y 14, la suma de coeficientes significativos asociados al objetivo de saldo acumulado en las ecuaciones de las tasas de Cetes a 28 días y a 91 días es -0.10 y -0.067 puntos porcentuales respectivamente.

²⁹ Las velocidades de ajuste se calcularon utilizando los coeficientes de corrección de error mediante la siguiente fórmula: $\tau = \log(1 - \omega) / \log(1 - |\alpha|)$ en donde τ es la velocidad de ajuste, α es el coeficiente de corrección de error y ω es el porcentaje de la desviación asimilado.

CUADRO 15. RESULTADOS DE LOS MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR DE LA TASA DE CETES A 182 DÍAS^a

	$\Delta T182$	$\Delta TFONDEO$
<i>C</i>	-0.25127 ^d	-0.84047 ^b
<i>T182TF(t-1)</i>	0.00701	0.19869 ^b
$\Delta SOBJ(t)$		-0.08985 ^b
$\Delta SOBJ(t-1)$		0.05663 ^b
$\Delta SOBJ(t-3)$	-0.03491 ^b	
$\Delta SOBJ(t-4)$	-0.01404 ^b	-0.01743 ^b
$\Delta SOBJ(t-6)$		-0.02094 ^b
$\Delta LTC(t)$	32.83748	34.78875 ^b
$\Delta B30(t-6)$		-2.52340 ^c
$\Delta LRU(t)$		3.21954 ^b
$\Delta LBRA(t-1)$		5.43798 ^c
$\Delta SPREAD(t)$	0.53067	1.19548 ^b
$\Delta SPREAD(t-1)$		1.28620 ^b
<i>R</i> ²	0.44234	0.56720
<i>R</i> ² ajustada	0.41930	0.53141
AIC	2.94714	3.59833
SBC	3.08151	3.84468
Número de obs.	127	145

^a Estimaciones mediante MCO con errores estándar y covarianza de heteroscedasticidad consistente (a la White). ^b Significativo al 1%. ^c Significativo al 5%. ^d Significativo al 10 por ciento.

Para la tasa de Cetes a 28 días esta suma inclusive implica un efecto de mayor magnitud absoluta que para la tasa de fondeo que en la ecuación de Cetes a 28 días es -0.026 puntos porcentuales y en la de Cetes a 91 días es -0.069 puntos porcentuales.³⁰ A su vez, según los cuadros 15 y 16, la suma de coeficientes asociadas al saldo objetivo en la ecuación de Cetes a 182 días es -0.049 y en la ecuación de Cetes a 364 días no es significativamente distinta de cero, ambas magnitudes menores que las correspondientes para la tasa de fondeo, que es -0.072 y -0.12 respectivamente. Estos resultados significan que un *corto* tiende a hacer menos empinada la curva de tasas de interés de la subasta primaria, lo que a su vez sugiere que esta medida restrictiva se asocia a una reducción de las expectativas de inflación futura.

Este patrón de un efecto decreciente sobre las tasas de Cetes también se obtiene para el tipo de cambio. La suma de coeficientes significativos es 53.6, 44.4, 32.8 y cero puntos base res-

³⁰ Una conjetura sobre la posible causa de este patrón es que hay más manipulación por parte de los agentes económicos en el mercado secundario en el que se fija la tasa de fondeo que en la subasta primaria en la que se determinan las tasas de los Cetes.

pectivamente para las tasas de Cetes a 28, 91, 182 y 364 días. Pero este patrón es menos claro para el resto de las variables independientes, si bien se observa que las variables explicativas que son significativas en estas regresiones coinciden en buena medida con los resultados de la sección III.

CUADRO 16. RESULTADOS DE LOS MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR DE LA TASA DE CETES A 364 DÍAS

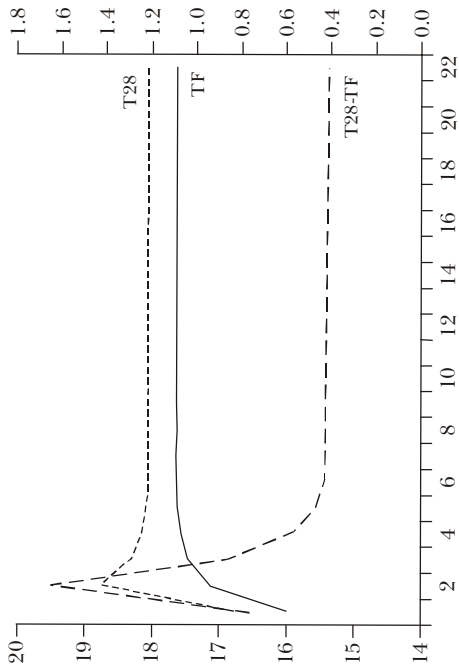
	$\Delta T364$	$\Delta TFONDEO$
C	0.32671 ^c	-0.77886 ^b
$T364TF(t-1)$	-0.10548 ^b	0.14069 ^b
$\Delta SOB_j(t)$		-0.08970 ^b
$\Delta SOB_j(t-1)$		0.03969 ^c
$\Delta SOB_j(t-3)$		-0.04972 ^d
$\Delta SOB_j(t-6)$		-0.02262 ^b
$\Delta LTC(t)$		35.93825 ^b
$\Delta B30(t-6)$		-3.21101 ^b
$\Delta LRUS(t)$		2.44388 ^b
$\Delta SPREAD(t)$		0.87520 ^b
$\Delta SPREAD(t-1)$	0.55308 ^c	1.13790 ^b
R^2	0.16340	0.52133
R^2 ajustada	0.15001	0.48507
AIC	3.09957	3.64277
SBC	3.16641	3.87068
Número de obs.	128	143

^a Estimaciones mediante MCO con errores estándar y covarianza de heteroscedasticidad consistente (a la White). ^b Significativo al 1%. ^c Significativo al 5%. ^d Significativo al 10 por ciento.

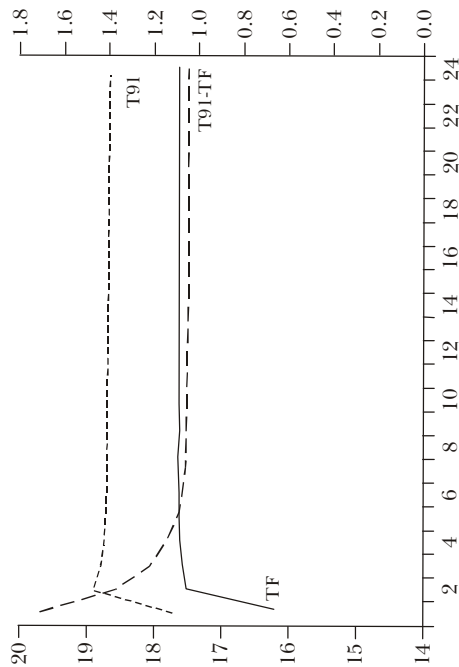
Los estadísticos de R^2 y R^2 *ajustada* también sugieren un menor poder explicativo en las ecuaciones de las tasas de más largo plazo: éstos son 0.72 y 0.69, respectivamente, en la ecuación de Cetes a 28 días y se reducen progresivamente hasta 0.16 y 0.15 en la ecuación de Cetes a 364 días. Sin embargo, es importante destacar que para las estimaciones correspondientes a las tasas de Cetes a 182 y 364 días se tienen menos observaciones que para las correspondientes a 28 y 91 días. En consecuencia, parte del poder predictivo progresivamente menor de las variables explicativas podría deberse a este problema. Sin embargo, de aceptarse el hecho de que el saldo objetivo anunciado y el tipo de cambio tienen un efecto menor en las tasas de más largo plazo, queda abierta la pregunta sobre el conjunto de variables que determinan estas tasas. En estudios futuros será deseable incluir otras variables explicativas en las regresiones de las tasas de más largo plazo. La literatura sobre este tema men-

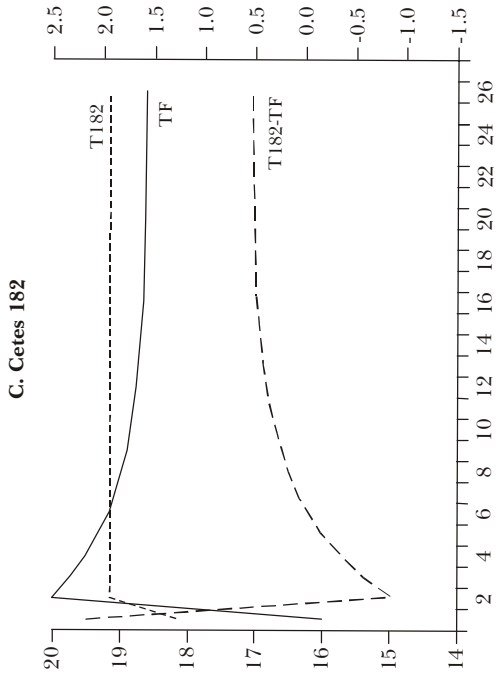
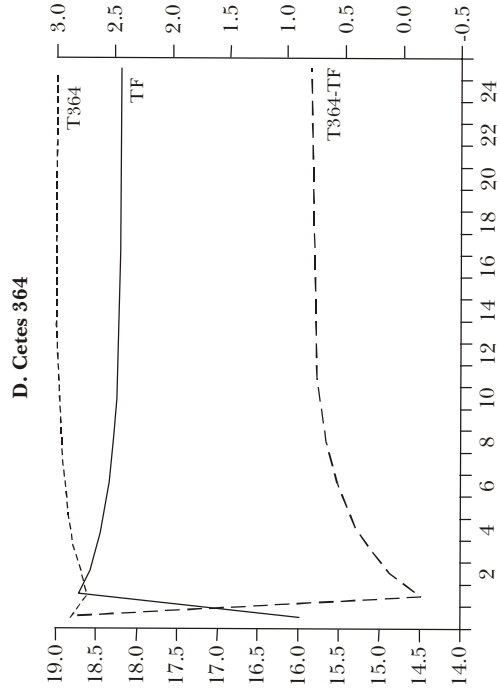
GRÁFICA XIX. EFECTOS SOBRE LAS TASAS DE FONDEO Y DE CETES 28, 91, 192 Y 363, ASÍ COMO DIFERENCIA DE ESTAS TASAS ANTE UN "CORTO" DE 20 MILLONES DE PESOS

A. Cetes 28



B. Cetes 91





ción como posibles candidatas, entre otras, las expectativas de inflación y de crecimiento económico.

Finalmente, hay que señalar que estas regresiones exhiben residuales bien comportados. Para todas ellas se obtiene que el correlograma de residuales simples no indica autocorrelación y que las pruebas de heteroscedasticidad ARCH LM tampoco indican que se rechace la hipótesis de cero efectos ARCH para niveles de significancia menores al 5% (véase el Apéndice). Tampoco se observan problemas severos de estabilidad en los coeficientes en las pruebas que realizamos.³¹

Para completar este análisis, las gráficas XIX (A), (B), (C) y (D) muestran la trayectoria de ajuste de las tasas de interés ante un *corto* de 20 millones de pesos. Para asignar el valor de equilibrio de largo plazo de las tasas de interés tomamos los valores del 27 de enero de 2000, fecha correspondiente al anuncio de los resultados de la última subasta primaria de la muestra. Cada gráfica muestra la evolución hacia el largo plazo de la tasa de fondeo, de la tasa de Cetes y de la diferencia entre ambas tasas.

De acuerdo con estas gráficas, ante un *corto* de 20 millones de pesos, la diferencia con respecto a la tasa de fondeo que converge más rápidamente a su nivel de equilibrio de largo plazo es la asociada a la tasa de interés de los Cetes a 28 días (en aproximadamente 10 semanas), seguida de la de la tasa de 91 días (en aproximadamente 13 semanas), la de la tasa de 182 días (en aproximadamente 27 semanas) y, finalmente, la de la tasa de 364 días (en aproximadamente 36 semanas).

Las trayectorias de ajuste de las tasas en cada gráfica difieren en cada caso según el coeficiente asociado al término de error y el coeficiente asociado al *corto*. Las trayectorias de las gráficas XIX (A) y (B), correspondientes a las tasas a 28 días y a 91 días respectivamente, son muy semejantes. Debido a que el efecto asociado al saldo objetivo es más grande en la tasa de Cetes que en la tasa de fondeo, el *corto* genera un diferencial positivo entre ambas tasas. Asimismo, debido a que en ambos modelos de corrección de error los coeficientes asociados a este término son significativamente diferentes de cero, tanto la tasa de Cetes respectiva como la de fondeo cambian para restablecer la relación inicial: la tasa de Cetes baja y la tasa de fondeo sube. A pesar que el *corto* genera un diferencial de tasas con respecto a la tasa de fondeo mayor para la tasa de 28 días que para la tasa de 91 días, la velocidad de ajuste es mayor en el primer caso que en el

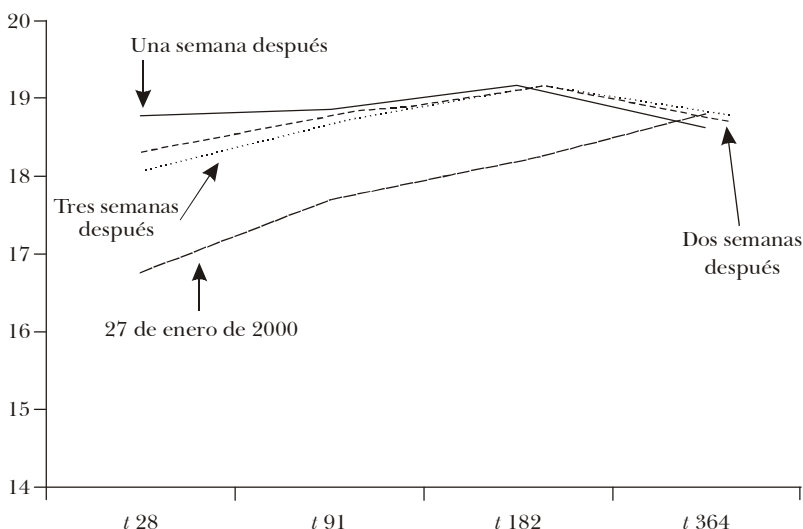
³¹ Estas pruebas están disponibles a petición del lector.

segundo por lo que la convergencia al nuevo equilibrio es más rápida.

Las trayectorias de ajuste de las tasas de la gráfica XIX (C), correspondientes a la tasa de 182 días, difieren de las descritas anteriormente debido a que un *corto* tiene impacto sobre ambas tasas pero, en contraste con los dos casos previos, el diferencial que surge es de signo negativo debido a que ahora el impacto de mayor magnitud es sobre la tasa de fondeo. La otra diferencia proviene de que en este caso se observa que el coeficiente asociado al término de corrección de error en la ecuación de la tasa de más largo plazo no es significativamente distinto de cero, razón por lo que todo el ajuste hacia el nuevo equilibrio se lleva a cabo a través de ajustes de la tasa de fondeo.

A su vez, las trayectorias de ajuste de las tasas de la gráfica XIX (D), correspondientes a la tasa de 364 días, difieren de todas las anteriores debido a que el coeficiente asociado al *corto* en la ecuación de la tasa de Cetes no es significativamente distinto de cero. Inicialmente el *corto* sólo tiene impacto sobre la tasa de fondeo, por lo que la tasa de fondeo alcanza un nivel superior inclusive al de la tasa de Cetes y surge un diferencial entre las tasas con signo negativo. Es a través de este diferencial que ambas tasas comienzan a ajustarse hacia el equilibrio de largo plazo, mediante aumentos en la tasa de Cetes y reducciones en la de fondeo.

GRÁFICA XX. EFECTO DE UN “CORTO” DE 20 MILLONES DE PESOS SOBRE LA CURVA DE TASAS DE INTERÉS DE LOS CETES



Para apreciar el efecto del *corto* de 20 millones de pesos sobre la curva de tasas de interés una, dos y tres semanas después del anuncio tomamos los valores provenientes del modelo para esos tres períodos. El aplanamiento de esta curva en respuesta al *corto* que muestran los modelos de corrección de error estimados se aprecia en la gráfica XX. Este aplanamiento es mayor después de la primera semana porque el modelo predice un efecto mayor sobre las tasas de interés de Cetes a 28 y 91 días y un efecto menor ó prácticamente nulo sobre la tasa de interés de 364 días.

V. EXTENSIONES Y CONCLUSIONES

La estimación a través de MCO del modelo para la tasa de interés de fondeo en el período de análisis presenta problemas de estabilidad en los parámetros y la presencia de efectos de heteroscedasticidad condicional en los residuales. Probablemente una muestra de 4 años, aunque tenga periodicidad diaria, no es suficiente para captar todas las características de las variables que nos interesan. Será interesante emplear análisis de eventos o métodos no paramétricos en estudios futuros que tienen mejores propiedades con muestras pequeñas. Algunas estimaciones que hemos realizado en esta dirección confirman que la efectividad del *corto* varía dramáticamente en los diferentes episodios analizados.

Con base en el análisis de regresiones “rodantes” encontramos un efecto sobre la tasa de fondeo asociado al *corto* que es de menor magnitud que la que reportan estudios previos. Este efecto presenta cierta inestabilidad durante 1998. Este análisis también indica que en el período de análisis el efecto de la depreciación del tipo de cambio es positivo y tiene una tendencia decreciente, en tanto que aquél del diferencial de tasas entre el Bono Brady de México y el Bono de Estados Unidos a 30 años es positivo y estable a partir de 1999. Asimismo, tampoco se observa una correlación positiva entre la tasa de fondeo y la tasa del Bono a 30 años de Estados Unidos probablemente debido al aumento en la aversión al riesgo y en la preferencia por la liquidez que se dio durante la crisis financiera internacional de 1998.

En este modelo hemos supuesto implícitamente que las variables explicativas que utilizamos son independientes. Sin embargo, en la sección III, apartado 4, se presenta evidencia de que este supuesto puede no ser del todo adecuado. Por tanto,

será deseable especificar modelos que permitan simultaneidad, especialmente en la determinación del tipo de cambio y del objetivo de saldo acumulado.

Los resultados de la sección IV confirman una relación de cointegración entre la tasa de fondeo y las tasas de interés de los Cetes en la que los choques en la primera se corrigen con mayor velocidad en las tasas de más corto plazo que en las de más largo plazo. Será deseable modelar explícitamente la relación de largo plazo entre las tasas de interés con otros métodos más poderosos en el futuro. Mientras tanto, a través de modelos de corrección de error encontramos que el *corto* tiene un mayor efecto en las tasas de Cetes de más corto plazo que en las tasas de Cetes de más largo plazo. Este resultado sugiere que la política restrictiva en el corto plazo mediante el *corto* reduce las expectativas de inflación futura.

En conclusión, adquirir un mejor entendimiento del primer eslabón del mecanismo de transmisión de la política monetaria de México requerirá de más estudios. Es especialmente deseable que éstos empleen metodologías distintas que permitan tanto captar otros aspectos de los datos como verificar la bondad de estas estimaciones.

BIBLIOGRAFÍA

- Aguilar, A., y V. H. Juan-Ramón (1997), "Determinantes de las tasas de interés de corto plazo en México: efecto de las señales del banco central", *Gaceta de Economía*, ITAM, n° 5.
- Campbell, J. Y. (1996), "Understanding Risk and Return", *Journal of Political Economy*, vol. 104, n° 2.
- Campbell, J. Y., y L. Hentschel (1991), *No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns*, NBER (Working Paper Series, n° 3742); impreso en: *Journal of Financial Economics*, vol. 31, 1992.
- Carstens, A. G., y A. M. Werner (1999), *Mexico's Monetary Policy Framework under a Floating Exchange Rate Regime*, Banco de México (serie Documentos de Investigación, n° 9905); versión en español: "Política monetaria de México con régimen de tipo de cambio flotante", *Monetaria*, n° 4, octubre-diciembre de 2000, pp. 412-59.
- Deutsch, M., C. Granger y T. Teräsvirta (1994), "The Combination of Forecasts Using Changing Weights", *International Journal of Forecasting*, vol. 10.

- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc. (Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics).
- Escrivá, J. L., y G. P. Fagan (1996), *Empirical Assessment of Monetary Policy Instruments and Procedures (MPIP) in EU Countries*, Instituto Monetario Europeo (Staff Paper, nº 2).
- Fleming, M. J., y E. M. Remolona (1997), "What Moves the Bond Market?," *Economic Policy Review* (Banco Federal de Reserva de Nueva York), diciembre.
- Gil, F. (1997), "La política monetaria y sus canales de transmisión en México", *Gaceta de Economía*, ITAM, nº 5.
- Gil, F. (1998), "Monetary policy and its transmission mechanism in Mexico", en *The Transmission of Monetary Policy in Emerging Economies*, Banco de Pagos Internacionales, Basilea.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan y D. E. Runkle (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, vol. XLVIII, nº 5.
- Green, W. H. (1993), *Econometric Analysis*, segunda edición, MacMillan, Nueva York.
- Greenham, L. (1997), *Mecanismo de transmisión de política monetaria en México*, tesis de licenciatura en economía, ITAM.
- Harrison, P., y H. H. Zhang (1995), *An Investigation of the Risk and Return Relation at Long Horizon*, texto mimeografiado. *Informe Anual de Política Monetaria*, Banco de México, varios números.
- Intriligator, M. D., R. Bodkin y C. Hsiao (1978), *Econometric Models, Techniques and Applications*, segunda edición, Prentice-Hall, Inc.
- Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, vol. 59, nº 2.
- O'Dogherty, P. (1997), "La instrumentación de la política monetaria por el banco central", *Gaceta de Economía*, ITAM, nº 5.
- Schwartz, M. (1998), *Consideraciones sobre la instrumentación práctica de la política monetaria*, Banco de México (serie Documentos de Investigación, nº 9804).
- Wasserfallen, W., y G. Kürsteiner (1994), "Interest rates and exchange rates under money supply targets", *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, pp. 201-30.

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

COLABORADORES

Bancos centrales

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banque de France
Bank of Canada	Banca d'Italia
Banco de España	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