

PALABRAS CLAVE

Política monetaria
 Tipos de cambio flotantes
 Mercados de divisas
 Reservas monetarias
 Modelos econométricos
 Indicadores económicos
 Brasil

La gestión del régimen cambiario en Brasil

Daniela M. Prates, André M. Cunha y Marcos T. C. Lélis

En este trabajo se examinan cuatro hipótesis: i) en el Brasil, como en los demás países periféricos en el contexto posterior a la crisis, se habría optado por una política de tipo de cambio flexible dentro de una banda cambiaria (“flotación sucia”); ii) los motivos subyacentes a esa política se relacionarían más con la transferencia de las variaciones cambiarias (*pass-through*) y la demanda preventiva de reservas que con el mantenimiento de un tipo de cambio real competitivo; iii) en esta singular experiencia se combina un contexto de amplia movilidad de capitales con la existencia de mercados de derivados financieros amplios y líquidos y el elevado costo fiscal de la política de acumulación de reservas; iv) hasta abril de 2006, el patrón de acumulación de reservas en el sistema cambiario fluctuante fue similar al del régimen de bandas cambiarias; desde entonces se observaron cambios debido al crecimiento acelerado de las reservas.

Daniela M. Prates
 Profesora del Instituto de Economía
 de la Universidad Estadual
 de Campinas (UNICAMP)
 Investigadora del Consejo Nacional
 de Desarrollo Científico y Tecnológico
 (CNPq) (Brasil)

✉ daniprates@eco.unicamp.br

André M. Cunha
 Profesor de la Universidad Federal
 de Rio Grande do Sul (UFRGS)
 Investigador del Consejo Nacional
 de Desarrollo Científico y
 Tecnológico (CNPq) (Brasil)

✉ amcunha@hotmail.com

Marcos T. C. Lélis
 Profesor de la Universidad do Vale
 do Rio dos Sinos (UNISINOS)
 Economista de la Agencia Brasileña
 de Promoción de Exportaciones e
 Inversiones (APEX) (Brasil)

✉ mcaputi@uol.com.br

I

Introducción

En 1999, las autoridades brasileñas adoptaron un sistema de cambio fluctuante, conforme con la tendencia predominante entre las principales economías emergentes. Las políticas de cambio administrado (fijo o de bandas cambiarias), que prevalecieron en esas economías en la década de 1990, tuvieron el mérito de garantizar la estabilidad del tipo de cambio nominal —uno de los precios clave de las economías capitalistas—, pero se mostraron extremadamente vulnerables a la apreciación real de la moneda y a los ataques especulativos, que culminaron en sucesivas crisis cambiarias en la segunda mitad de esa década. Después de dichas crisis, las políticas mencionadas dieron paso a los sistemas de cambio fluctuante. A pesar de que en la mayoría de los países emergentes se adoptó este régimen *de jure*, las respectivas autoridades en materia monetaria procuraron *de facto* detener los movimientos del tipo de cambio mediante intervenciones activas en los mercados cambiarios. En otras palabras, el régimen cambiario predominante en el período posterior a la crisis es en realidad el sistema de flotación sucia con distintos grados de intervención, en el que la presencia de los bancos centrales constituye la regla y no la excepción. Las intervenciones sistemáticas en los mercados cambiarios —el “miedo de flotar” en los términos de Calvo y Reinhart (2000)— obedecerían a “estrategias defensivas” en un ambiente financiero internacional marcado por movimientos de expansión y contracción de las corrientes de capital. Estas incluyen: i) la reducción de la vulnerabilidad externa mediante la acumulación excesiva de reservas oficiales —o “demanda preventiva” (Flood y Marion, 2002; Jeanne y Rancière, 2006)—, y ii) la adopción de políticas de crecimiento basadas en el impulso exportador (Dooley, Folkerts-Landau y Garber, 2005; Aizenman y Lee, 2005; Soto y García, 2006).

Mediante el sistema de flotación sucia se revirtió la situación de elevada vulnerabilidad externa de la economía brasileña, que en el período de cambio fijo o administrado (1995-1998) se tradujo en un déficit en las transacciones corrientes de alrededor del 4% del producto interno bruto (PIB), con la consiguiente expansión de los pasivos externos en 180.000 millones de dólares. Entre 2003 y mediados de 2007 —cuando estalló la crisis financiera internacional, originada en el

mercado norteamericano de hipotecas de alto riesgo—, este régimen pasó a ser gestionado en un contexto internacional excepcionalmente favorable. El incremento de los precios de los productos básicos y la elevada liquidez financiera internacional garantizaron la continuidad del ajuste de la balanza de pagos, a pesar de la tendencia a la apreciación del real.

A continuación se examina la gestión del sistema de cambio fluctuante en el Brasil entre 1999 y 2007, con énfasis en el período de abundancia de corrientes de capital hacia los países periféricos (desde 2003 hasta mediados de 2007). Cuatro hipótesis son examinadas: i) al igual que en los demás países periféricos en el contexto posterior a la crisis, en el Brasil se habría optado por una política de flotación sucia; ii) los motivos subyacentes a esa política tendrían más relación con la transferencia de las variaciones cambiarias (*pass-through*) a los precios internos y la demanda preventiva de reservas que con los demás factores que justificarían el “miedo de flotar”, como el mantenimiento de un tipo de cambio real competitivo; iii) la experiencia brasileña se caracteriza no solo por la combinación de un contexto de amplia movilidad de capitales con la existencia de mercados de derivados financieros amplios y líquidos, sino también por la escasa transparencia respecto de los objetivos y metas de la política cambiaria y el elevado costo fiscal de la política de acumulación de reservas; iv) hasta abril de 2006, el patrón de acumulación de reservas en el sistema de cambio fluctuante fue similar al registrado en el régimen de bandas cambiarias; desde entonces se observaron cambios como consecuencia del crecimiento acelerado de las reservas.

El presente trabajo se divide en cuatro secciones. Luego de la Introducción, en la sección II se presentan el formato institucional y los factores condicionantes del sistema de cambio fluctuante brasileño y se calculan los indicadores del “miedo de flotar” en el país. En la sección III se analiza la gestión de este régimen en el período 2003-2007 y en la IV se realiza un ejercicio econométrico mediante el cual se procura comprender los factores determinantes de la evolución de las reservas cambiarias y su patrón de acumulación en los sistemas de cambio administrado y flexible. Por último, se presentan algunas consideraciones finales en la sección V.

II

El sistema de cambio fluctuante en el Brasil

El sistema de cambio fluctuante fue instituido en enero de 1999 por el Banco Central del Brasil después del ataque especulativo que, en los meses anteriores, provocó una gran pérdida de reservas y derivó en que las autoridades pidieran asistencia financiera al Fondo Monetario Internacional (FMI). En el modelo institucional brasileño, el Banco Central es la institución responsable de definir el régimen cambiario, sus metas y su gestión (es decir, de la política cambiaria).¹ El nuevo sistema cambiario precedió al régimen de metas de inflación, establecido en junio de 1999. Cabe recordar que las reservas internacionales pertenecen a la Unión.² Su administración es una atribución del Banco Central, de modo que los resultados contables vinculados a la gestión cambiaria se convierten semestralmente en ingresos o gastos de la Unión.

A pesar de la precedencia en el tiempo, la posición institucional del sistema de cambio fluctuante en el marco de la política económica vigente desde 1999 —que también incluye entre sus pilares a las metas de superávits primarios— parece ser claramente inferior al régimen de metas de inflación, instituido por Decreto Presidencial y subordinado al Consejo Monetario Nacional (CMN) en lo que respecta a las metas e indicadores establecidos. Esta hipótesis se ve reforzada por el hecho de que son escasos los documentos oficiales referentes al sistema de cambio fluctuante y su gestión, y porque en ninguno de ellos, incluido el Comunicado N° 6.565 que instituyó el sistema de cambio fluctuante, se definen los objetivos macroeconómicos generales de dicho régimen.³ Si bien en ese comunicado se establece la meta de la política de cambio: atenuar la volatilidad cambiaria a corto plazo, no se explicita el objetivo macroeconómico subyacente. Como destaca Moreno (2005), esa meta puede estar subordinada a diferentes objetivos no excluyentes,

entre ellos el control de la inflación, la sustentación de la competitividad externa y el mantenimiento de la estabilidad financiera.

A partir de la lectura de las actas del Comité de Política Monetaria (COPOM) del Banco Central del Brasil y de los informes de inflación es posible formular algunas hipótesis sobre esos objetivos.⁴ Las referencias a los efectos del tipo de cambio en la evolución de los índices de precios internos en algunos de esos documentos —que forman parte del sistema de metas de inflación— revelan que, además de preservar la estabilidad financiera, la gestión del sistema de cambio fluctuante en el Brasil también tiene como objetivo (no siempre expresado) el control de la inflación. La poca transparencia en cuanto a los objetivos de este sistema no parece derivar de una estrategia explícita para ampliar su eficacia —vista la total transparencia con relación a las intervenciones del Banco Central en el mercado de cambio— o de las menores exigencias de rendición de cuentas con respecto a la política monetaria, sino de su subordinación a ella.⁵ En este sentido, una posible hipótesis sería que los objetivos macroeconómicos del sistema de cambio fluctuante son implícitos y coinciden, en gran medida, con los del régimen de metas de inflación, a saber: estabilidad de precios y del sistema financiero. Sin embargo, esos objetivos no fueron constantes a lo largo del tiempo, sino que variaron en función de un factor condicionante más general de la gestión de este régimen: la fase del ciclo de liquidez internacional, como se detalla a continuación.

La evidente jerarquía entre los sistemas monetario (determinante) y cambiario (subordinado) en el marco institucional de la política económica no es exclusiva de la experiencia brasileña. Por el contrario, la transferencia más elevada del cambio a la inflación en los países emergentes o su mayor vulnerabilidad a la inestabilidad de las corrientes recientes de capital determinan que, en varios de los países en que se adopta el binomio “cambio fluctuante-metas de inflación”, el control de la inflación y la estabilidad de sus respectivos sistemas financieros constituyan objetivos macroeconómicos del sistema cambiario. En realidad, esa jerarquía refleja el

¹ En los países emergentes existen distintos modelos de reglamentación del mercado cambiario. Los bancos centrales no son necesariamente responsables de la política cambiaria y la administración de las reservas (Moser-Boehm, 2005).

² Conforme con el Artículo 21 de la Constitución Federal de la República Federativa del Brasil de 1988.

³ En una visita al sitio del Banco Central del Brasil (www.bcb.gov.br) se observa que no existe ninguna sección referente al sistema o la política cambiaria, en contraste con la vasta sección dedicada al sistema de metas de inflación. La única referencia explícita a la política cambiaria figura en los informes anuales del Banco.

⁴ El COPOM definió la tasa básica de interés del Brasil.

⁵ En general, como destaca Moser-Boehm (2005), los temas de gestión pública relativos a las intervenciones cambiarias parecen ser menos explícitos que los referidos a las decisiones de política monetaria.

papel fundamental de la evolución del tipo de cambio en el funcionamiento virtuoso del régimen de metas de inflación en esos países y no su irrelevancia (Grenville, 2000; Mohanty y Scatigna, 2005).

La principal singularidad de ese binomio en el Brasil es la falta de explicitación de dichos objetivos, incluso en un contexto en que el Banco Central es la institución responsable de la gestión de los dos sistemas, factor que minimiza la posibilidad de problemas de coordinación de política como los observados en algunos países donde la política cambiaria es una atribución del gobierno. Por ejemplo, en las economías en que se adopta aquel binomio se reconoce explícitamente que estabilizar la inflación requiere el manejo del tipo de cambio en función de la presencia de grados elevados de apertura comercial y de *pass-through* (Ho y McCauley, 2003).

Desde el punto de vista legal, conforme con el Comunicado N° 6.565, las intervenciones oficiales en el mercado cambiario tendrían un carácter ocasional, sugiriendo la vigencia de un sistema de fluctuación cambiaria que se aproximaría a la “flotación limpia”. No obstante, en el contexto posterior a las crisis de los años noventa, al igual que en los demás países periféricos, en el Brasil parece predominar en la práctica una política cambiaria de flotación sucia. Además, esta política cambiaria no tuvo los mismos objetivos y metas desde su adopción y no se limitó a las intervenciones en el mercado cambiario a la vista, sino que supuso un abanico de instrumentos más amplio. Antes de analizar las diversas dimensiones de la política de flotación sucia, es importante responder a dos preguntas relacionadas: i) ¿existe el “miedo de flotar” en el Brasil?; y ii) ¿cuáles fueron los factores condicionantes de esa política?

Una respuesta preliminar a la primera pregunta se puede buscar en los indicadores de volatilidad relativa desarrollados por Hausmann, Panizza y Stein (2000), con los que se procura detectar la existencia (o no) de “miedo de flotar” en los países emergentes en que se adoptaron sistemas de cambio fluctuante. Mediante esos indicadores se intenta solucionar, por lo menos parcialmente, los problemas presentados por los indicadores de volatilidad absoluta (de las reservas internacionales, de la tasa de interés y del tipo de cambio) de Calvo y Reinhart (2000) —medidos por la frecuencia con que las fluctuaciones mensuales de las variables se mantienen dentro de rangos predeterminados a lo largo del período en consideración.⁶

Hausmann, Panizza y Stein (2000) utilizan indicadores para evaluar la volatilidad relativa entre los tipos de cambio y de interés y entre los tipos de cambio y las reservas, a partir del uso de la desviación estándar como medida de volatilidad para esas tasas, y, en el caso de las reservas (medidas en unidades monetarias), de la desviación estándar dividida por la media del agregado M2 (para evitar distorsiones debidas a las unidades diferentes). Estos indicadores tienen el mérito de tener en cuenta los diferenciales de niveles de las variables (en función de la utilización de esas medidas de volatilidad) y de relativizar la reacción de las autoridades monetarias (mediante aumento de la tasa de interés o intervención en el mercado de cambio) según la magnitud de la conmoción enfrentada.

Souza (2005) y Souza y Hoff (2006) calcularon indicadores similares con respecto al Brasil desde enero de 1999 a diciembre de 2005, y concluyeron que en la media de esos siete años en el Brasil no se tuvo miedo a la flotación. Los resultados obtenidos por esos autores indican valores muy cercanos a los indicadores del Brasil y de los Estados Unidos (0,26 y 0,23, en el caso del indicador cambio/reservas, y 1,39 y 1,33, en el caso del indicador cambio/interés) y sugieren la vigencia de un sistema cambiario próximo a la flotación genuina (los indicadores relativos a los países asiáticos son muy inferiores e indican la utilización de la tasa de interés y de las reservas para estabilizar el tipo de cambio). Al actualizar ese cálculo a junio de 2007 (véase el cuadro 1) se llega a un resultado prácticamente idéntico respecto del indicador cambio/reservas (0,25), que sanciona la hipótesis de flotación genuina, y a un resultado inferior

CUADRO 1

Brasil: indicadores del “miedo de flotar”, 1999-2007

	Volatilidad relativa	
	Cambio/Interés	Cambio/Reservas
Enero 1999-diciembre 2005	1,39	0,26
Enero 1999-junio 2007	1,13	0,25
Enero 1999-diciembre 2002	1,34	0,42
Enero 2003-junio 2007	0,73	0,17

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos del Banco Central del Brasil.

de la tasa de interés reflejan tentativas de estabilizar el tipo de cambio; iii) la volatilidad del tipo de cambio puede derivar de la intensidad de las perturbaciones externas que afectan al país.

⁶ Estos indicadores presentan tres problemas principales: i) el indicador de volatilidad de la tasa de interés tiende a sobrestimar las variaciones en los países con tasas de interés medias más elevadas, que es el caso de la mayoría de los países emergentes; ii) no todas las modificaciones

en el caso del indicador cambio/interés (1,13), que indicaría una mayor propensión a utilizar la tasa de interés para estabilizar el tipo de cambio en ese período más amplio (enero de 1999-junio de 2007).

El análisis del comportamiento de los indicadores de volatilidad relativa en el período total (enero de 1999-diciembre de 2005 o enero de 2009-diciembre de 2007) no parece ser el más apropiado, pues oculta importantes diferencias en su trayectoria después de la adopción del sistema de cambio fluctuante. Esas diferencias se vinculan en gran medida al comportamiento de las corrientes de capital hacia los países emergentes y, por ende, hacia el Brasil. Como se muestra en el gráfico 1, es posible identificar dos fases distintas de ese ciclo a partir de 1999, que derivaron en distintos desafíos y grados de libertad en materia de política cambiaria.

La primera fase, que comienza en enero de 1999 y termina en diciembre de 2002, corresponde a la fase de “baja” del ciclo de liquidez de los años noventa. En ese cuatrienio, el aumento de la aversión a los riesgos de los inversionistas globales después de las crisis asiática y rusa se tradujo en un marcado retroceso de los capitales externos de naturaleza financiera dirigidos a los países emergentes (inversiones de cartera y otras corrientes de capital, entre ellas, las diversas modalidades de préstamos bancarios). Las corrientes totales no se volvieron negativas debido al desempeño relativamente favorable de las inversiones externas directas.

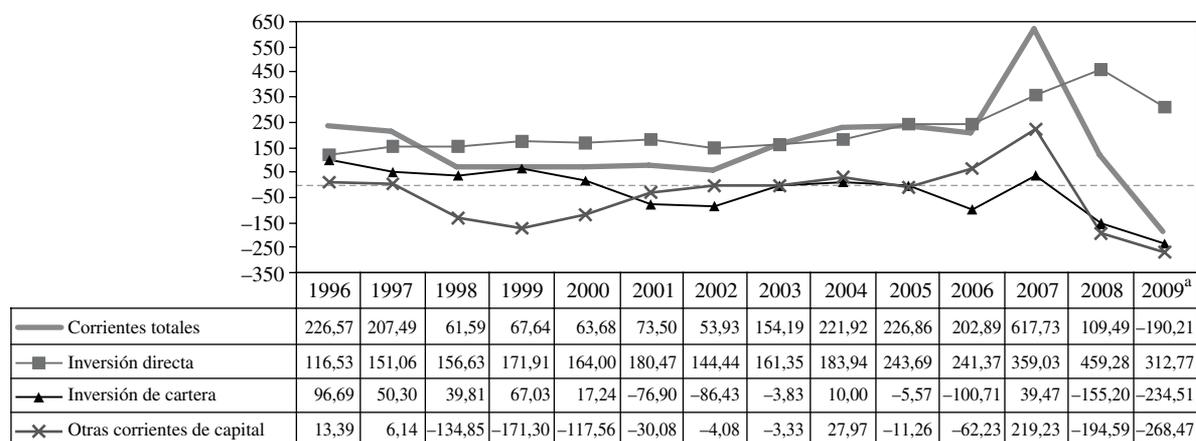
La segunda fase se extiende desde 2003 hasta mediados de 2007, período de alza del ciclo de liquidez que comenzó en 2003. Llama la atención el valor sin precedentes alcanzado en ese último año. Al igual que en otros momentos de auge de los ciclos —que preceden a su reversión—, el primer semestre de 2007 se caracterizó por una euforia excesiva, que derivó en una absorción inédita de recursos externos por las economías emergentes y compensó con creces el desempeño mediocre del segundo semestre, después del estallido en ese entonces de la crisis de los préstamos hipotecarios de alto riesgo en los Estados Unidos. Las corrientes líquidas, que incluyen las modalidades de inversión directa, de cartera y préstamos bancarios, sumaron 617.700 millones de dólares.⁷

El cálculo de los indicadores de volatilidad relativa en esos dos períodos denota las diferencias de comportamiento en las fases de “pesimismo” y “optimismo” del ciclo de liquidez internacional. En el período comprendido entre enero de 1999 y diciembre de 2002, los dos indicadores (cambio/interés y cambio/reservas) alcanzaron valores más elevados (1,34 y 0,42, respectivamente) con respecto al período total y, en particular, con relación

⁷ Sobre los ciclos de liquidez internacional en los países emergentes, véanse Biancarelli (2009), Banco Mundial (2009), Lane (2008) y Reinhart y Reinhart (2008).

GRÁFICO 1

Corrientes líquidas de capital hacia los países emergentes
(En miles de millones de dólares)



Fuente: Fondo Monetario Internacional, World Economic Outlook Database, abril de 2009.

^a Previsto.

al segundo período (enero de 2003-junio de 2007). En contrapartida, los resultados correspondientes a ese período (0,73 y 0,17, respectivamente) son inferiores a los del período total y a los del primer período.

A pesar de que los indicadores de Hausmann, Panizza y Stein (2000) calculados respecto de los dos subperíodos (enero de 1999-diciembre de 2002 y enero de 2003-junio de 2007) hayan captado diferencias importantes en la volatilidad relativa en las fases de escasez y abundancia de recursos externos, ellos son claramente insuficientes para caracterizar el sistema de cambio fluctuante en el Brasil y comprender las especificidades de su gestión en esas dos fases. De acuerdo con esos indicadores, en el Brasil se habría tenido menos “miedo de flotar” en la fase de pesimismo que en la de optimismo, algo que parece no tener sentido, no solo en función del elevado efecto de transferencia, sino también de la más pronunciada vulnerabilidad externa de la economía y del mayor desajuste monetario (*currency-mismatch*) del sector privado en la primera fase.⁸ La menor volatilidad relativa en la segunda fase no refleja un mayor “miedo de flotar”, sino los efectos positivos del contexto externo favorable en la volatilidad del tipo de cambio y de las demás variables financieras (intereses y reservas). La reanudación de la compra de divisas por parte del Banco Central del Brasil en el mercado cambiario a la vista a partir de fines de 2004 —posible precisamente por ese contexto— también parece haber contribuido a la reducción de dicha volatilidad (véase la sección III). Si bien esos indicadores fueron superiores a los utilizados por Calvo y Reinhart (2000), también presentan algunas limitaciones: la adquisición de reservas puede relacionarse con la demanda preventiva y, en consecuencia, no tener como objetivo influir en el nivel o la volatilidad del tipo de cambio, asimismo, las autoridades monetarias pueden recurrir a otros instrumentos de política cambiaria o incluso de política económica (entre ellos, el control de capitales) para alcanzar sus metas relativas al tipo de cambio.

Esto significa que si se analizan en forma aislada, sin tener en cuenta los condicionantes externos e internos (estructurales y macroeconómicos) de la gestión del sistema de cambio fluctuante, esos indicadores pueden conducir a conclusiones equivocadas. La fase del ciclo de liquidez internacional influye en la gestión del sistema de cambio fluctuante en las economías emergentes en

general, y en el Brasil en particular, debido a su alto grado de apertura financiera. Mientras que ese ciclo constituye el principal condicionante externo de tal gestión, el grado de apertura financiera puede ser considerado como su principal condicionante interno estructural.

El proceso de apertura financiera de la economía brasileña comenzó a fines de los años ochenta y se profundizó a lo largo de la década de 1990. Los cambios institucionales efectuados en ese período redundaron en la liberalización significativa de las inversiones extranjeras de cartera en el mercado financiero interno y en el mercado internacional de capitales. De ese modo, cuando el sistema de cambio fluctuante entró en vigor, el 16 de enero de 1999, la economía brasileña ya poseía un grado relativamente elevado de apertura financiera. Un año después, el 26 de enero de 2000, se adoptó una medida decisiva que amplió considerablemente ese grado. Mediante la Resolución N° 2.689 se flexibilizaron las aplicaciones de los inversionistas extranjeros en los mercados de acciones y títulos de renta fija y se permitió su acceso sin restricciones al mercado nacional de derivados financieros, hasta entonces limitado a las operaciones de cobertura de las posiciones de esos inversionistas en los mercados a la vista. Pese a que el mercado de derivados financieros brasileño ya poseía un grado de desarrollo relativamente más alto que el de la mayoría de los países emergentes a fines de los años noventa, la libertad de actuación de los inversionistas extranjeros en la Bolsa de Mercaderías y Futuros (BM&F) incrementaría en gran medida su liquidez y profundidad, y tendría considerables repercusiones en la gestión de la política cambiaria que solo se sentirían en la fase de optimismo, sobre todo después de 2004 (véase la sección III).

El alto grado de apertura financiera y, especialmente, el acceso de los inversionistas globales al mercado organizado de derivados financieros intensificaron los efectos de las fases de abundancia o escasez de corrientes de capital en los precios clave del país y, en particular, en el tipo de cambio —que se convirtió en la principal correa de transmisión de la volatilidad de las corrientes de capital a los mercados financieros y la economía real—, pero también reforzaron la interacción entre las políticas cambiaria, monetaria y fiscal (inherente a las economías que se insertaron en la globalización financiera) y redujeron sus respectivos márgenes de maniobra. En ese contexto, la gestión del sistema de cambio fluctuante (y también de la política de metas de inflación) quedó subordinada, en gran parte, a las decisiones de asignación de riqueza de los inversionistas globales. Sin embargo, la interacción entre los condicionantes externo (ciclo de

⁸ En estudios como los de Hakura y Choudhri (2001) y Mohanty y Scatigna (2005) se sugiere que el Brasil y Turquía están entre los países con mayor transferencia o subrogación cambiaria.

liquidez internacional) e interno estructural (grado de apertura financiera) tuvo distintas repercusiones para esa gestión en las fases de “pesimismo” y “optimismo” del ciclo. Se observaron diferentes desafíos y grados de libertad de la política cambiaria en función, en buena medida, de la situación de la balanza de pagos y la vulnerabilidad externa de la economía brasileña —que pueden ser considerados sus principales condicionantes macroeconómicos internos.

La ampliación del grado de apertura de la economía brasileña en el año 2000, durante la gestión de Arminio Fraga Neto en la presidencia del Banco Central del Brasil, no tuvo efectos concretos en la primera fase de vigencia del sistema de cambio fluctuante (enero de 1999 a diciembre de 2002), cuando el país resultó afectado por la restricción externa de divisas y la consecuente escasez estructural de vendedores y el exceso de compradores en el mercado de cambio brasileño. En ese contexto, los inversionistas extranjeros redujeron sus posiciones en activos brasileños, incluso en la BM&F. Los volúmenes negociados en esa Bolsa aumentaron en 1999 —una vez pasada la conmoción provocada por la modificación del régimen cambiario— y en 2000, para volver a disminuir a partir del ataque especulativo de 2001 (véase el cuadro 2). Una contribución decisiva a la “evaporación” de la liquidez en ese mercado en un contexto de exceso de demanda de dólares (ya sea para la cobertura del riesgo o para la especulación) fue la prohibición de que el Banco Central actuara en materia de derivados de cambio impuesta por el acuerdo con el Fondo Monetario Internacional de marzo de 1999 (y mantenida en el acuerdo de 2001). En consecuencia, los efectos del desajuste entre la oferta (corrientes escasas) y la demanda (corrientes y reservas) de moneda extranjera se concentran en el mercado cambiario a la vista y en los títulos públicos indexados al tipo de cambio.

En ese período, el margen de maniobra de la autoridad monetaria para alcanzar las principales metas de su gestión era muy limitado debido a tres

CUADRO 2

Volúmenes negociados en la Bolsa de Mercaderías y Futuros, por activo
(En dólares)

Año	Cambio	Tasas de interés
1999	12 166 257	25 292 621
2000	12 164 002	25 290 221
2001	21 612 354	43 835 697
2002	17 349 055	71 186 758
2003	19 320 993	83 553 886
2004	27 421 447	139 066 000
2005	41 810 287	146 655 688
2006	59 824 092	174 569 023
2007	115 883 665	263 434 704

Fuente: síntesis de datos de la Bolsa de Mercaderías y Futuros (BM&F).

factores: i) la imposibilidad de recurrir al mercado de derivados de cambio; ii) el reducido volumen de reservas internacionales que podrían utilizarse en las intervenciones en el mercado cambiario a la vista —inferior al total disponible en el activo del Banco Central del Brasil debido a los límites impuestos por el acuerdo con el Fondo Monetario—; iii) la acumulación ya muy elevada de títulos públicos indexados al tipo de cambio.

Para procurar alcanzar las metas de la gestión del sistema de cambio fluctuante en la fase de pesimismo las autoridades del Banco Central no se limitaron a intervenir en el mercado cambiario a la vista, sino que utilizaron otros instrumentos de política cambiaria, como la emisión de títulos indexados al tipo de cambio y de *swaps* cambiarios (instrumentos que equivalen a la venta de dólar en el futuro y a la compra de contratos de Depósitos Interfinancieros (DI), títulos remunerados por la tasa de interés de corto plazo en el Brasil. Sobre todo en 1999, la autoridad monetaria adoptó también medidas de naturaleza regulatoria para estimular la oferta y, principalmente, contener la demanda de divisas en el mercado de cambio.

III

Sistema de cambio fluctuante en la fase de optimismo

La combinación de un elevado grado de apertura y de mercados de derivados profundos resultó ser un “arma de doble filo” para la gestión del sistema de cambio

fluctuante en el Brasil y cada “filo” se manifestó en diferentes momentos del ciclo de liquidez internacional. Como se resumió anteriormente, en la fase de pesimismo

y escasez de recursos externos esta combinación intensificó la eficacia de los ataques especulativos contra la moneda nacional y redujo la capacidad de la gestión cambiaria para contener los movimientos de desvalorización. En la fase de optimismo, que comenzó en 2003 y duró hasta mediados de 2007 —cuando estalló la crisis de las hipotecas de alto riesgo en los Estados Unidos—, en el contexto de retorno de las corrientes de capital y resultados favorables en las transacciones comerciales y corrientes con el exterior (ligados a la depreciación del período precedente, pero también al ciclo de comercio internacional), la adopción de una política monetaria excesivamente restrictiva derivó en una tendencia ininterrumpida a la apreciación cambiaria, que constituyó el principal determinante de la eficacia de la política de metas de inflación.

Incluso al mantenerla subordinada a la política de metas, la gestión cambiaria presentó mayores grados de libertad ante el contexto externo benigno, lo que contribuyó decisivamente a la evolución favorable de la balanza de pagos (ligada a los superávits en las transacciones corrientes a partir de 2003 y en la cuenta financiera después de 2005). Es posible identificar dos períodos distintos de la gestión cambiaria en esa fase de optimismo: el primero abarca desde enero de 2003 a noviembre de 2004 y el segundo de diciembre de 2004 a mediados de 2007. En el primer período, el Banco Central del Brasil casi no intervino en el mercado cambiario a la vista, comportamiento que sería de esperar desde enero de 2003 a julio de 2004, cuando —después de los meses iniciales de corrección del intervencionismo excesivo en la política cambiaria de 2002— el tipo de cambio se mantuvo estable. Incluso a partir de julio de 2004, cuando se inició el prolongado proceso de apreciación de esa tasa, las actuaciones de la autoridad en ese mercado fueron intermitentes, dado el objetivo implícito de aprovechar ese proceso para alcanzar las metas de inflación. En ese período, la estrategia principal de la política cambiaria fue el rescate agresivo de los títulos cambiarios, que persistió en el período posterior.

El segundo período (diciembre de 2004 a junio de 2007) se caracteriza por el retorno del Banco Central al mercado de cambio en el extremo comprador de sus dos segmentos, a la vista y futuro. En el segmento a la vista, las intervenciones se interrumpieron temporalmente entre marzo y septiembre de 2005, a pesar de la continuidad de la apreciación del real. Desde octubre de 2005, el Banco Central mantuvo una presencia constante en ese mercado con el objetivo explícito de acumular reservas internacionales, no imponer una tendencia o pisos a la fluctuación cambiaria, ni agregar volatilidad al mercado

(BCB, 2007). Dada la política monetaria restrictiva vigente en el período, la autoridad adoptó en forma persistente la estrategia de intervención esterilizadora, es decir, de neutralizar el impacto monetario de sus compras de divisas mediante la venta de títulos públicos en el mercado abierto.

La política de acumulación de reservas internacionales, adoptada desde fines de 2004 a objeto de fortalecer la posición externa del país en forma directa (mediante la constitución de un “colchón” de liquidez en moneda extranjera) e indirecta (mediante un efecto positivo en las calificaciones externas), enfrentó dos grandes limitaciones: la elevada acumulación de deuda pública mobiliaria concentrada en el corto plazo e indexada a la tasa de interés básica (tasa del Sistema Especial de Liquidación y Custodia – SELIC) y el considerable diferencial entre los intereses internos y externos, que vuelve excesivamente alto el costo de mantenimiento de esas reservas (en términos absolutos y con respecto a los demás países emergentes). Un cálculo aproximado de ese costo en junio de 2007, cuando las reservas llegaron a 147.000 millones de dólares —en que se considera el diferencial del 7,08% en ese mes entre la tasa SELIC y el rendimiento de los bonos del Tesoro a 10 años (destino privilegiado de esas reservas)—, indica un gasto de 10.500 millones de dólares al año.⁹ Si se considera la variación cambiaria desde fines de 2004, cuando se reanudó la política de acumulación de reservas, ese gasto fue aun mayor, debido a que el dólar sufrió una depreciación con respecto al real en ese período.

Ese mismo diferencial de intereses, en un contexto de marcada disminución del riesgo país, estimuló el ingreso de capitales de corto plazo en busca de ganancias de arbitraje o especulación y desempeñó un papel decisivo en el movimiento de apreciación cambiaria después de septiembre de 2004. En otras palabras, el nivel de la tasa de interés básica de la economía brasileña tiene dos efectos simultáneos y contradictorios: por una parte, estimula la ampliación del pasivo externo de corto plazo del país (en la forma de inversión de cartera en renta fija y de deuda a corto plazo) y, por otra, grava el costo de mantenimiento de las reservas en moneda extranjera, que constituyen el “colchón de seguridad” necesario para hacer frente a la reversión potencial de ese pasivo. No es una casualidad que la cuenta financiera registrara un superávit de 87.000 millones de dólares en 2007.

⁹ En forma independiente, McCulley y Tolouil (2007) utilizaron una metodología similar y llegaron a un resultado equivalente al presentado en este trabajo.

En 2007, algunos factores contribuyeron decisivamente al auge de las corrientes de capital, en un contexto de continuidad de la política de reducción de la tasa de interés básica. Por una parte, la expectativa de obtención del “grado de inversión” (que solo se concretó a fines de abril de 2008) estimuló las inversiones extranjeras de cartera. Por otra parte, la reducción por el Banco Central en enero de 2007 del ritmo de corte (del 0,5% al 0,25%) de la tasa de interés básica y la continuidad de la tendencia de disminución del riesgo país en el mercado internacional garantizaban el mantenimiento de un elevado diferencial entre la tasa SELIC y la tasa denominada “SELIC neutra de arbitraje” (véase el gráfico 2), que consiste en la suma del riesgo país y la tasa de interés de menor riesgo (*Fed Fund Rate*, la tasa de interés básica del Banco Central de los Estados Unidos) y constituye el costo de captación de los tomadores brasileños en el exterior. Ello estimuló la contratación de líneas de crédito de corto plazo para realizar operaciones de arbitraje en el mercado financiero interno.

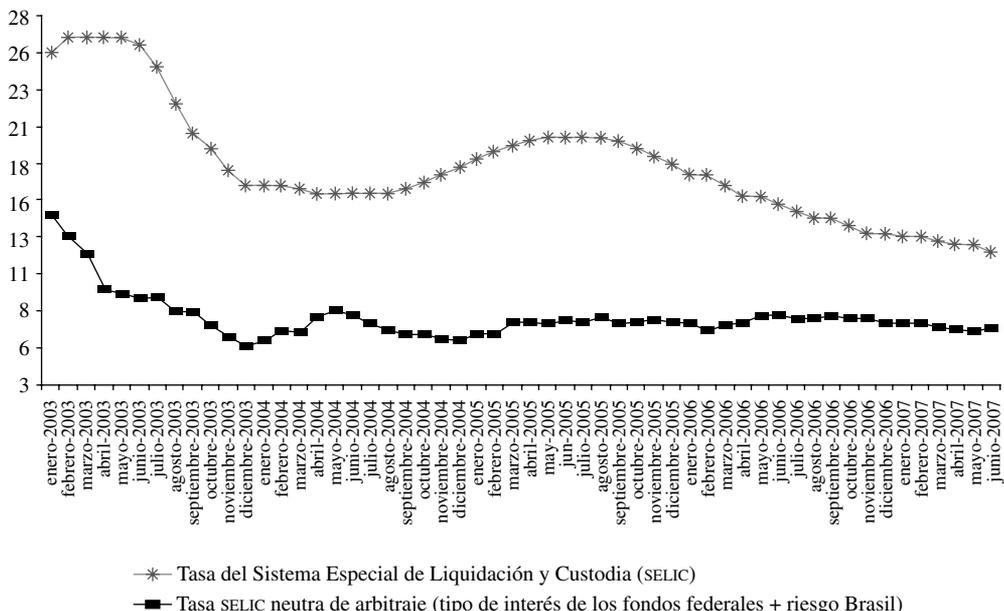
Esos mismos factores indujeron a los inversionistas extranjeros a mantener o incluso ampliar sus posiciones en el mercado nacional de derivados financieros. Los derivados vinculados a la tasa de cambio del real, negociados localmente (BM&F) y en el mercado

no regulado, desempeñaron un papel decisivo en la apreciación cambiaria a partir de 2004.¹⁰ Las posiciones de esos inversionistas se concentraron en contratos cortos en el extremo de la venta, que obtienen ganancias con la apreciación del real. De ese modo, solo en la fase de optimismo del ciclo de liquidez internacional, la combinación del ambiente de cambio fluctuante con el libre acceso de los inversionistas extranjeros a la BM&F redundó en el aumento de la liquidez y la profundidad de ese mercado y, en consecuencia, de las oportunidades de arbitraje y especulación con el tipo de cambio del real. En el marco de la disminución de los riesgos país y cambiario, las operaciones de los inversionistas extranjeros en los mercados cambiarios a la vista y futuro intensificaron la tendencia a la apreciación del real a lo largo de 2007. Tal tendencia, a su vez, amplió aún más la rentabilidad de esas operaciones, estimulando su continuidad en un proceso de profecías que se cumplen por el mero hecho de ser enunciadas. En ese contexto de ampliación de la oferta de divisas, el Banco Central del Brasil intensificó sus intervenciones en el mercado cambiario a la vista,

¹⁰ El mecanismo de derivado financiero empleado en este mercado sin regulación es el *non deliverable forward* (NDF).

GRÁFICO 2

Tasa SELIC y SELIC neutra de arbitraje
(En porcentajes)



Fuente: Banco Central del Brasil y Federal Reserve System (FED).

lo que condujo a las reservas internacionales brasileñas a niveles sin precedentes. Sin embargo, a pesar de esta importante intervención oficial, la trayectoria de apreciación del real (en términos nominales y reales) se mantuvo constante.

La continuidad de la apreciación del real no obstante la compra de divisas por la autoridad monetaria brasileña se debe, en parte, a la estrategia de intervención en el mercado cambiario a la vista.¹¹ En la fase de auge del ciclo de liquidez internacional, el objetivo de las intervenciones del Banco Central en el extremo comprador del mercado de cambio era reconstituir un “colchón” de liquidez en moneda extranjera y reducir la volatilidad cambiaria, tratando de no influir en la tendencia de apreciación del real (que se reveló fundamental para la eficacia de la política de metas). En ese contexto, el nivel del tipo de cambio no constituyó una meta de la gestión cambiaria. La autoridad brasileña solo intervino en algunas circunstancias para reducir el ritmo de la apreciación del real, adoptando la estrategia de “intervención en contra de la tendencia”, ya que los cambios abruptos de ese nivel pueden aumentar la incertidumbre, estimular movimientos especulativos e incrementar la volatilidad cambiaria.¹² De conformidad con sus objetivos macroeconómicos generales y sus respectivas metas, el Banco Central promovió una estrategia, previamente anunciada a sus agentes, de actuar al finalizar el día, antes del cierre del mercado, absorbiendo las “sobras” de dólares a los precios vigentes en el momento, sin procurar influir en las cotizaciones. Como destaca Archer (2005), esa es precisamente la estrategia recomendada cuando la autoridad monetaria no pretende influir en el nivel del tipo de cambio.

Sin embargo, si el Banco Central del Brasil hubiera adoptado otra estrategia de intervención en el mercado cambiario a la vista, la intensidad de la apreciación del real podría haber sido mucho menor, pero no se habría detenido. Se defiende la hipótesis de que un cambio en esa estrategia solo reduciría esa intensidad, pero no sería suficiente para detener la tendencia de valorización cambiaria debido al contexto de amplia apertura financiera. En ese contexto, al contrario de lo que supone el enfoque teórico convencional, los países emergentes —vulnerables al cese repentino o al exceso

de las corrientes de capital— enfrentan en realidad una “dualidad imposible” (Flassbeck, 2001): la adopción del sistema de cambio fluctuante no garantiza el ajuste automático de la balanza de pagos y la autonomía de la política monetaria; por el contrario, acentúa la interrelación entre la tasa de interés básica y el tipo de cambio nominal y la influencia de las decisiones de cartera de los inversionistas globales en esos precios clave. Esa interrelación se manifestó en forma diferenciada, dependiendo de la fase del ciclo de liquidez internacional.¹³ En el período de abundancia de esos recursos (véase el gráfico 2), los movimientos de la tasa de interés pasaron a condicionar la trayectoria del tipo de cambio. Además, fue llevada al límite la imposibilidad del Banco Central de controlar, simultáneamente, la tasa de interés básica y el tipo de cambio nominal en un ambiente de libre movilidad de capitales, debido a dos especificidades: el alto costo fiscal de las operaciones de esterilización y la existencia de mercados de derivados financieros amplios y líquidos.

Una breve comparación internacional aclara la dimensión relativa de esta Bolsa y el tamaño de las apuestas de apreciación del real lideradas por los inversionistas extranjeros. Además de ocupar una de las primeras posiciones en la clasificación de las principales bolsas de derivados mundiales —específicamente, el octavo lugar en el bimestre enero-febrero de 2007— y ser la segunda entre las bolsas emergentes (superada solamente por la Bolsa de Corea del Sur, donde predominan las opciones sobre el índice de acciones), el número de contratos negociados en la BM&F registró la mayor tasa de crecimiento entre los primeros bimestres de 2006 y 2007.¹⁴

¹³ En contrapartida, como destacan Mohanty y Scatigna (2005), las economías que mantienen algún grado de control sobre las corrientes de capital logran, al menos parcialmente, aislar a sus políticas monetaria y cambiaria de los efectos de esos ciclos.

¹⁴ Véase Johnson (2007). En el primer bimestre de 2007, los derivados de cambio relacionados con el real negociados en la Bolsa de Mercaderías y Futuros ocupaban una posición sin precedentes en cuanto al número de contratos negociados en el ámbito de los mercados organizados de derivados de cambio: “contrato en dólares estadounidenses de la Bolsa de Mercaderías & Futuros lideró el sector por segundo año consecutivo con un incremento del 51,4 por ciento a 10,97 millones de contratos. Fue seguido por el contrato en euros de CME FX que aumentó un 22 por ciento a 6,73 millones de contratos”. Ese número sin precedentes también se relacionó con el hecho de que algunos inversionistas globales utilizaran esos contratos como una “variable representativa” de derivados de monedas emergentes, que se correlacionan estrechamente con el real (como la lira turca y el rand sudafricano), pero no poseen mercados de derivados organizados líquidos y profundos.

¹¹ Como en la mayoría de esos países (Archer, 2005), predomina el método de transacción mediante subasta electrónica (*Clearing* de la Bolsa de Mercaderías y Futuros, instituida en 2006) o por teléfono por medio de los agentes del Banco Central del Brasil en el mercado interbancario.

¹² Sobre esa estrategia, véase Mihalijek (2005).

Así, la principal singularidad del mercado de cambio brasileño consiste en la dimensión, liquidez y profundidad de su segmento futuro, características intrínsecamente vinculadas al libre acceso de los inversionistas extranjeros a ese segmento, que intensificaron los canales de transmisión entre las decisiones de aplicación de esos inversionistas, la tasa de interés y el tipo de cambio nominal, e hicieron viables las operaciones de arbitraje entre las negociaciones nacionales y extraterritoriales de derivados de cambio. Esa especificidad del mercado de cambio brasileño también condicionó la gestión de la política cambiaria. A partir de febrero de 2005, el Banco Central decidió ofrecer derivados de cambio, denominados *swaps* cambiarios reversos (que son exactamente lo contrario de los *swaps* cambiarios ofertados en los momentos de depreciación del real). Con las operaciones de créditos recíprocos reversos, la autoridad monetaria se posicionó en el extremo opuesto de los inversionistas extranjeros en los contratos de la BM&F, formando posiciones compradas en dólar con el objetivo de atenuar la presión a la baja del precio del dólar en el futuro (es decir, de apreciación del real). Del mismo modo que las intervenciones en el mercado cambiario a la vista, la oferta de créditos recíprocos reversos solo disminuyó la velocidad de apreciación del real, evitando la caída abrupta del precio del dólar futuro (y, por ende, del dólar a la vista).

Dado el contexto de amplia movilidad de capitales y la existencia de mercados de derivados financieros amplios y líquidos, la autoridad monetaria brasileña no sería capaz de determinar, simultáneamente, las tasas de interés y de cambio del real. Al optar por una gestión monetaria restrictiva para garantizar la eficacia de la política de metas de inflación, esa autoridad desistió de cualquier meta relativa al tipo de cambio nominal, que se convirtió en la variable determinada del sistema y, al mismo tiempo, en el instrumento central para esa eficacia. En ese período de abundancia de liquidez externa y apreciación del real, el elevado *pass-through* vigente en la economía brasileña se convirtió en un “aliado” de esa política, dados los efectos positivos de dicha apreciación en la inflación interna.

En consecuencia, no se puede afirmar que la política cambiaria fue ineficaz en ese período. El Banco Central no solo tenía plena conciencia del papel de la apreciación del real en el cumplimiento de las rígidas metas de inflación, sino que la indujo mediante la conducción de una política monetaria

restrictiva (con el argumento de supuestas presiones de demanda). Los objetivos de las intervenciones eran contener la volatilidad en el mercado de cambio y, sobre todo, acumular reservas; ambos fueron alcanzados con relativo éxito.

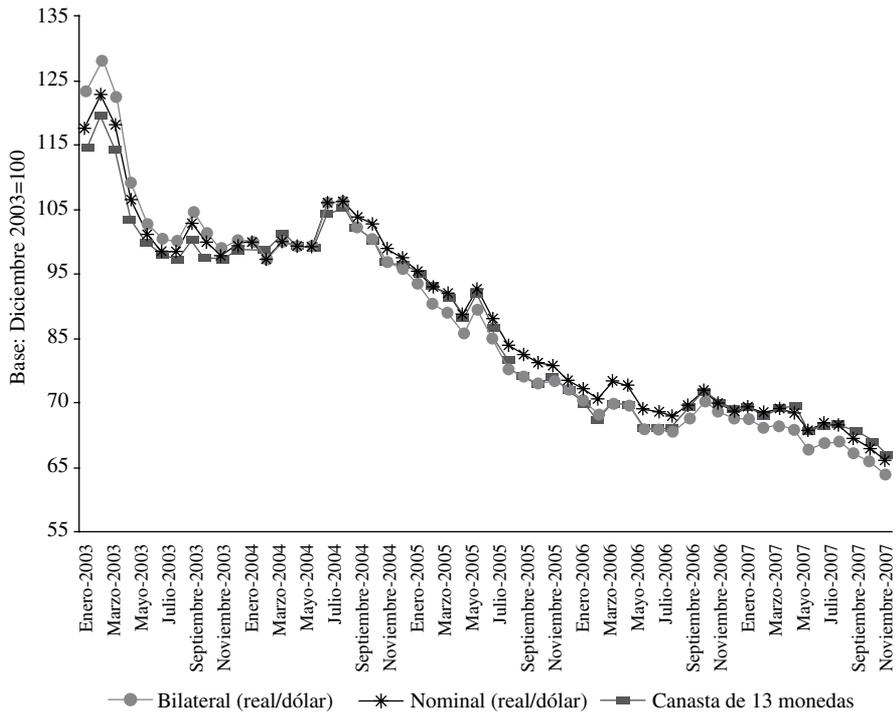
No obstante, esa opción de política tuvo dos efectos colaterales negativos. En primer lugar, la apreciación del tipo de cambio real, que significa una valorización real de la moneda brasileña. Como se evidencia en el gráfico 3, después de la corrección del excesivo intervencionismo en la política cambiaria desde 2002 hasta inicios de 2003 y del breve interregno de estabilidad entre mayo de 2003 y mayo de 2004, esa tasa siguió una tendencia a la baja prácticamente ininterrumpida a partir de junio de 2004, tanto en términos bilaterales (con respecto al dólar) como efectivos (canasta de 13 monedas). En la fase de alza del ciclo de liquidez internacional (enero de 2003 a junio de 2007), la apreciación del real en términos bilaterales (en comparación con el dólar) fue del 55,9% y en términos efectivos de 46,9% (este menor porcentaje se deriva de la desvalorización del dólar con respecto a las demás monedas en el período).

El segundo efecto fue una consecuencia del primero y se refiere a la pérdida de competitividad de las exportaciones de bienes manufacturados, ya que en el período del incremento los principales productos básicos exportados por el Brasil se beneficiaron de sus cotizaciones internacionales.¹⁵ De acuerdo con el índice de rentabilidad de las exportaciones calculado por la Fundación Centro de Estudios de Comercio Exterior (FUNCEX), los principales sectores exportadores de productos manufacturados registraron una considerable pérdida de rentabilidad entre 2003 y 2007 (véase el gráfico 4), que fue más importante exactamente en los sectores de mayor contenido tecnológico y valor agregado (como equipos electrónicos, repuestos y otros vehículos, máquinas y tractores y vehículos automotores). En contrapartida, en las industrias procesadoras de productos básicos, que también se beneficiaron de dicho incremento, esta pérdida fue menos aguda (siderurgia y metalurgia de productos no ferrosos) o se registró un aumento de la rentabilidad (refinación de petróleo y petroquímica).

¹⁵ Esa alza se vinculó tanto a la demanda china como a la especulación en los mercados futuros, estimulada por el contexto de desvalorización del dólar y las bajas tasas de interés en los países centrales. Al respecto, véanse Gottschalk y Prates (2006) y UNCTAD (2009).

GRÁFICO 3

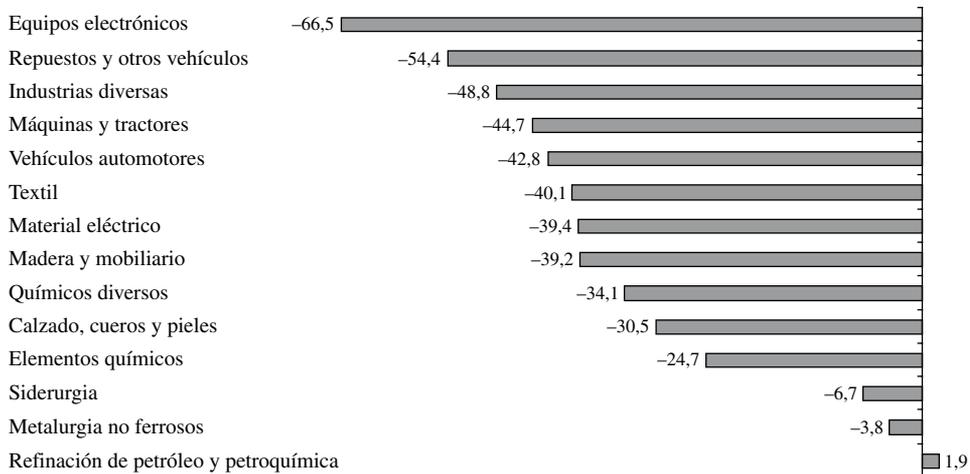
Índice de tasa de cambio real (real/dólar) y efectiva (real/canasta de 13 monedas)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Fundación Centro de Estudios de Comercio Exterior (FUNCEX).
 Nota: Deflactor: índice de precios al consumidor.

GRÁFICO 4

Índice de rentabilidad de las exportaciones



Base: Tercer trimestre, 2003 = 100

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Fundación Centro de Estudios de Comercio Exterior (FUNCEX).
 Nota: Los índices sectoriales de rentabilidad de las exportaciones se calculan a partir del tipo de cambio nominal medio del mes (real/dólar), corregido por la relación entre los respectivos índices sectoriales de precio de las exportaciones y los correspondientes índices sectoriales de costo.

IV

Evolución y determinantes de las reservas internacionales: un ejercicio econométrico

En esta sección se procura comprender el comportamiento de las reservas internacionales del Brasil entre 1995 y 2007, considerando la existencia de dos regímenes cambiarios —cambio administrado (1995-1998) y cambio fluctuante (1999-2007)—, con el objetivo de establecer si hubo cambios en los factores determinantes y en el patrón de acumulación de las reservas en el sistema de flotación sucia, en relación con el régimen de bandas cambiarias.

El modelo econométrico utilizado es un modelo de serie de tiempo estructural univariado.¹⁶ Se utilizaron las siguientes series: reservas internacionales (RS); saldo de la balanza de transacciones corrientes (TC); corriente líquida de inversión directa (IDE); corriente líquida de inversión en cartera (IEC). En el cuadro 3 se indican los hiperparámetros estimados de los componentes no observados de la serie de las RS.¹⁷

La inclusión de un término autorregresivo en el modelo presentado en el cuadro 3 se define en función de la forma en que varía la serie de las reservas internacionales brasileñas. Este término también mitiga las

¹⁶ Se utilizó la metodología propuesta por Harvey y Shephard (1993). A partir de un conjunto de observaciones de una única variable se constituyó un modelo econométrico de serie de tiempo univariado. Por su parte, los modelos estructurales siguen la concepción de descomponer la serie analizada en sus componentes no observables. El mejor ajuste de los componentes no observables en el modelo estructural de las reservas internacionales siguió el enfoque propuesto por Harvey y Koopman (2005). Sobre las ventajas de los modelos de serie de tiempo estructural univariado, véase Harvey (1989). Sobre la utilización del filtro de Kalman, véase Harvey (1989).

¹⁷ La fuente de todas las series utilizadas son datos primarios del Banco Central del Brasil (www.bcb.gov.br). Se aplicaron los siguientes tratamientos: i) Reservas internacionales brasileñas, concepto de liquidez internacional (RS): esta serie se obtiene en dólares corrientes, pasando por un ajuste estacional, en función de la posibilidad de que su dinámica experimente la influencia de la balanza comercial. Además, en el ejercicio de descomposición de la serie en sus componentes no observados se implementó una transformación logarítmica; ii) saldo de la balanza de transacciones corrientes de la economía brasileña (TC): agregado en dólares corrientes, sujeto a un ajuste estacional por el motivo ya expuesto respecto de la serie de las RS; iii) corriente líquida de inversión directa externa en el Brasil (IDE): al igual que las series anteriores, este agregado se obtiene en dólares corrientes, pero no es necesario practicar un ajuste estacional; y iv) corriente líquida de inversión en cartera en el Brasil (IEC): esta serie también se expresa en dólares corrientes y no requiere ajustes estacionales.

CUADRO 3

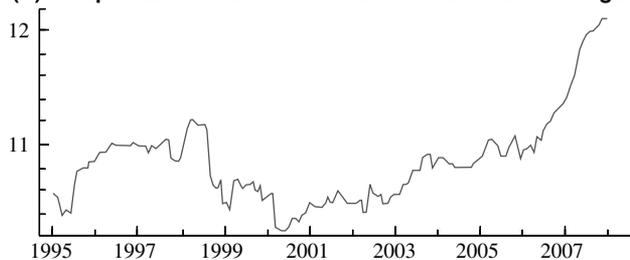
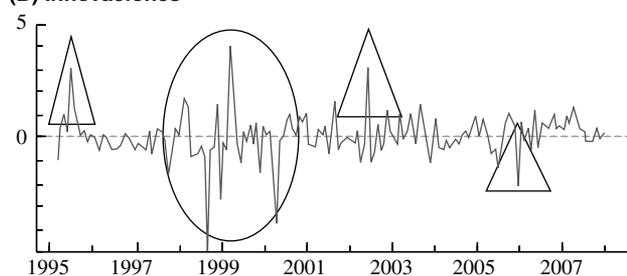
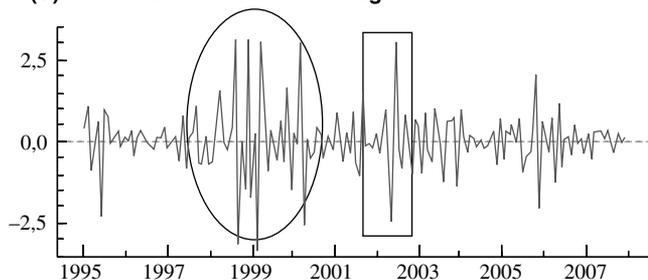
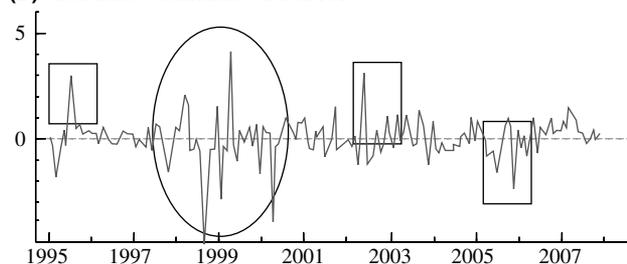
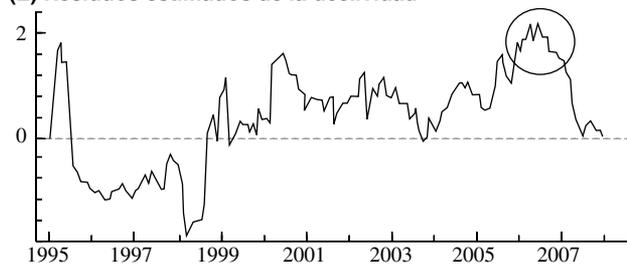
Hiperparámetros estimados para el modelo del logaritmo de las reservas, 1995-2007

Componentes	Estimaciones	Razón-Q
σ_{ε}^2	0,000	0,0000
σ_{η}^2	$571,11 \times 10^{-5}$	1,0000
σ_{ζ}^2	$1,1705 \times 10^{-5}$	0,0020
AR(1)	$3,3239 \times 10^{-5}$	0,0058

Fuente: datos del Banco Central del Brasil.
Box-Ljung Q(11,7): 13,994 (0,0513). N-BS: 323,15 (0,0000).

alteraciones en el componente de irregularidad. En consecuencia, se observa un comportamiento no aleatorio en σ_{ε}^2 , que define que las alteraciones en la dinámica de las RS se concentraran en cambios en el parámetro lineal (nivel) y en el parámetro angular (declividad) de su tendencia, σ_{η}^2 y σ_{ζ}^2 respectivamente. Al observar el comportamiento de las innovaciones estimadas, se establecen dos estadísticas: (A) Box-Ljung Q (p,q), que define una prueba de autocorrelación serial en los residuos estimados, y (B) Bowman-Shenton, que establece la normalidad de la distribución de estos residuos. La primera estadística indica la falta de autocorrelación serial en los disturbios estimados, considerando un nivel de significancia del 5%. Sin embargo, con respecto a la estadística de Bowman-Shenton (N-BS), se rechaza la hipótesis de que la distribución de los residuos estimados se comporta en forma normal. Este resultado establece la presencia de valores elevados en estas innovaciones, de modo que la observación de su dinámica se vuelve fundamental. En el gráfico 5 se presentan: A) el comportamiento de las RS; B) las innovaciones estimadas del modelo; C) los residuos estimados del componente irregularidad; D) los residuos estimados del nivel de la tendencia; y E) los residuos estimados de la declividad de la tendencia, y se explicitan los períodos de mayor volatilidad en las innovaciones estimadas (panel B). No es una coincidencia que se registre una gran volatilidad entre los meses de octubre de 1997 y abril de 1999, período

GRÁFICO 5

(A) Comportamiento de las reservas internacionales en logaritmo**(B) Innovaciones****(C) Residuos estimados de la irregularidad****(D) Residuos estimados del nivel****(E) Residuos estimados de la declividad**

Fuente: Banco Central del Brasil.

caracterizado por las crisis financieras en los mercados emergentes (Asia, en octubre de 1997; Rusia, en agosto de 1998, y Brasil, en enero de 1999). Sin embargo, los meses de mayor tensión fueron los comprendidos entre septiembre de 1998 y abril de 1999, período de crisis y modificación del sistema cambiario brasileño. Además de esos períodos, se observan movimientos aislados en la volatilidad de estas innovaciones en marzo y julio de 1995, ligados a la incertidumbre debida a la crisis mexicana y, a continuación, la recuperación de las reservas. Otros momentos de gran volatilidad se observan en abril de 2000 con la crisis argentina, junio de 2002 (período preelectoral o “efecto Lula”) y diciembre de 2005.

Al comparar los paneles B y D se puede observar que las innovaciones son influenciadas en gran medida por la dinámica de los residuos estimados del nivel de la tendencia de la serie de las RS. Tanto la dinámica como la amplitud de los dos disturbios son similares. Con respecto a la amplitud de los residuos estimados de los componentes no observados de la serie de las RS, se destaca que la mayor de ellas se encuentra en el parámetro angular de la tendencia. Se indica, por lo tanto, que los cambios en el movimiento de las RS ocurren en forma abrupta, es decir, a partir de una ruptura en el nivel de la tendencia de esta serie, no en su declividad, que sugiere una dinámica de cese repentino (Izquierdo, Talvi y Calvo, 2006). No obstante, en abril de 2006 se registra un punto elevado en los residuos estimados de la declividad de la tendencia, de modo que los períodos

de gran volatilidad en las innovaciones estimadas del componente irregularidad son prácticamente los mismos que los señalados con respecto a los residuos estimados del nivel de la tendencia. En virtud de la mayor amplitud de este último, se delimita una ruptura de nivel como elemento predominante.

En el cuadro 4 se detallan los meses en que las alteraciones sustanciales en el comportamiento de las RS son más factibles. Se constata que la inclusión de las variables binarias en los meses indicados con valores extremos, considerando dos desviaciones estándar, produce un correcto ajuste de los residuos estimados. En otras palabras, se verifica una distribución normal con relación a estas innovaciones. Además, considerando un nivel de significancia estadística del 5%, se rechaza la hipótesis de que los parámetros estimados para todas las variables binarias propuestas son iguales a cero. Se confirma que el componente no observado que influye en forma considerable en los movimientos de las RS es el nivel de su tendencia, independientemente del régimen cambiario.

Otro resultado importante es la constatación de que estadísticamente la tasa de crecimiento de la acumulación de reservas no se modificó hasta abril de 2006, cuando comenzó a observarse una aceleración de dicho proceso, incluso en el marco de un régimen cambiario fluctuante en la economía brasileña. En otras palabras, tanto en los regímenes de cambio administrado como en el sistema de cambio fluctuante el patrón de acumulación de

CUADRO 4

Estimaciones de los componentes binarios para el modelo del logaritmo de las reservas, 1995-2007

Componentes	Coefficiente	Estadística-t	Valor p
Variable ficticia irregularidad (abril de 1998)	0,07980	2,8378	0,0052
Variables ficticias nivel (marzo de 1995)	-0,13216	-3,324	0,0011
Variables ficticias nivel (julio de 1995)	0,23176	5,8462	0,0000
Variables ficticias nivel (agosto de 1995)	0,12577	3,1725	0,0018
Variables ficticias nivel (octubre de 1997)	-0,12438	-3,1376	0,0020
Variables ficticias nivel (marzo de 1998)	0,14100	3,5462	0,0005
Variables ficticias nivel (septiembre de 1998)	-0,40070	-10,108	0,0000
Variables ficticias nivel (enero de 1999)	-0,23975	-6,0299	0,0000
Variables ficticias nivel (abril de 1999)	0,29051	7,2915	0,0000
Variables ficticias nivel (diciembre de 1999)	-0,16135	-4,0377	0,0001
Variables ficticias nivel (abril de 2000)	-0,28999	-7,2785	0,0000
Variables ficticias nivel (junio de 2002)	0,25808	6,4867	0,0000
Variables ficticias nivel (junio de 2003)	0,11402	2,8659	0,0047
Variables ficticias nivel (diciembre de 2003)	-0,11151	-2,7905	0,0059
Variables ficticias nivel (diciembre de 2005)	-0,19044	-4,7658	0,0000
Variables ficticias declividad (abril de 2006)	0,052275	5,6526	0,0000

Fuente: datos del Banco Central del Brasil.

Box-Ljung Q(11,7): 10,974 (0,1398). N-BS: 1,5549 (0,4596).

reservas fue similar hasta abril de 2006. A partir de esa fecha se aceleró la variación de reservas, a pesar de que el régimen de cambio formal fuera de libre fluctuación. En el gráfico 6 se indican las alteraciones que tuvieron lugar en la serie de las RS.

Es necesario particularizar la dinámica de la serie de las RS mostrada en el gráfico 4 conjuntamente con el signo de los parámetros alcanzados por los componentes binarios presentados en el cuadro 4. El primer período delimitado corresponde a la caída en el nivel de las RS registrada en marzo de 1995 a raíz de la crisis mexicana, seguido por dos meses de marcada recuperación (julio y agosto de 1995). La crisis asiática se refleja claramente en el cambio de nivel de la serie analizada en el mes de octubre de 1997. En marzo de 1998 se observa una vez más un notable aumento del volumen de RS. A partir de ese último mes, se registra una secuencia de contracciones considerables en el nivel de la serie descompuesta y en abril de 1999 se constata una alteración positiva. Estos movimientos de deterioro de las RS estarían ligados a las crisis financieras en los mercados ruso y brasileño. La crisis argentina, por su parte, se vuelve evidente en las pérdidas de reservas registradas en diciembre de 1999 y, sobre todo, en abril de 2000. Hasta diciembre de 2003 se observan alteraciones positivas en el nivel de las RS, y en ese mes y en diciembre de 2005 se registran algunos pequeños cambios. Esta insignificante caída de nivel no llega a afectar de forma manifiesta la dinámica de las RS, porque en abril de 2006 se indica un notable cambio

en la tasa de crecimiento de este agregado, que acelera considerablemente la acumulación de RS.

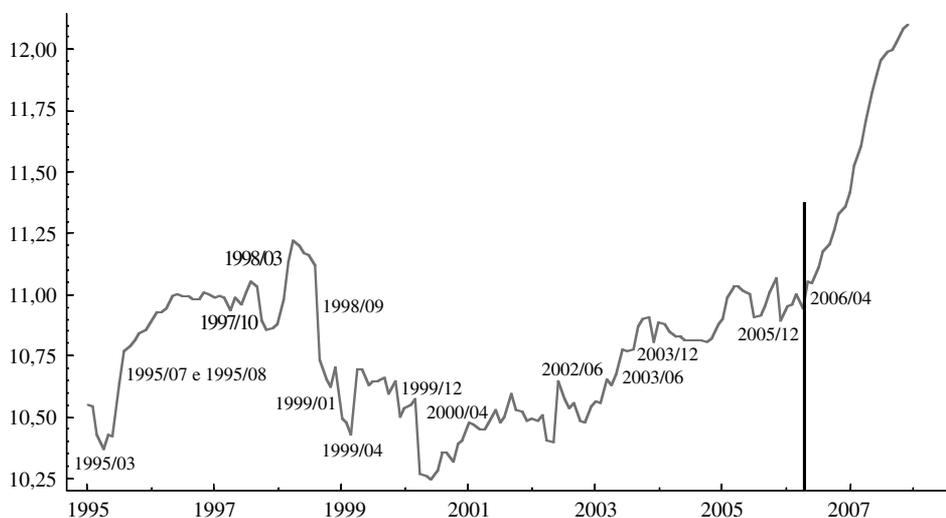
Hasta aquí, el análisis estadístico de la serie temporal de reservas internacionales refuerza la hipótesis del análisis precedente de que los ciclos de liquidez determinados en forma exógena influyen en el comportamiento de las intervenciones oficiales en los mercados cambiarios del Brasil, captados en este trabajo mediante la variación de las reservas oficiales. Se destaca que, sobre la base de los modelos de los libros de texto, cabría esperar que a partir de la implantación del sistema de libre fluctuación cambiaria en 1999 la acumulación de reservas perdiera impulso. Esto no solo no ocurrió sino que, a partir de 2006, se registra una ruptura estructural en la serie, que sugiere una aceleración de la acumulación. Esto coincide con la estrategia del Banco Central de mejorar el perfil de solvencia externa del país en un momento de auge del ciclo de liquidez internacional.

Caracterizada la serie de las RS en sus componentes no observados, con el próximo ejercicio se procura delimitar los factores condicionantes de esta variable en el Brasil en el período de enero de 1995 a diciembre de 2007.¹⁸ Como ya se mencionó, se observaron dos alteraciones relevantes en el movimiento de la serie de las RS: una considerable volatilidad entre septiembre de 1998 y abril de 1999 y una alteración en la tasa de crecimiento de la

¹⁸ El ejercicio de esta sección se basa en Aizenman y Lee (2005).

GRÁFICO 6

Logaritmo de las reservas internacionales brasileñas, 1995-2007



Fuente: Banco Central del Brasil.

acumulación de las RS solo a partir de abril de 2006. Al examinar estos movimientos se circunscriben tres períodos en la dinámica del agregado económico analizado, que abarcan los meses comprendidos entre enero de 1995 y agosto de 1998, mayo de 1999 y marzo de 2006 y abril de 2006 y diciembre de 2007, respectivamente. El número de meses del último período es relativamente pequeño para la implementación del ejercicio econométrico propuesto en esta sección. En la aplicación del método econométrico se utiliza la asociación entre el segundo y el tercer períodos, controlando el cambio de declividad en la serie de las RS con la adición de variables binarias. En efecto, el modelo estadístico con que se busca definir los condicionantes estructurales de las RS brasileñas se aplicará a dos períodos: desde enero de 1995 hasta julio de 1998 y desde mayo de 1999 hasta diciembre de 2007. Con la ecuación (1) se identifica el modelo básico, considerando una ecuación en nivel, que ha de estimarse

$$RS_t = \beta_0 + \beta_1 + \beta_1 TC_t + \beta_2 IDE_t + \beta_3 IEC_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde: TC representa el saldo de la balanza de transacciones corrientes; IDE es la entrada líquida de inversión directa extranjera; IEC denota el saldo líquido de la inversión extranjera en cartera y ε simboliza los efectos de las variables no incluidas en el modelo propuesto.¹⁹

La ejecución de las pruebas de raíz unitaria en las series indicadas en la ecuación (1), respetando el primer período establecido, indica que la serie de las RS es la única que presenta un grado de cointegración de primer orden, es decir, se concluye por la presencia de raíz unitaria (Enders, 2004). No se observa la presencia de raíz unitaria con respecto a las otras series, que corresponden a I(0).²⁰ La caracterización de series I(1) y I(0) determina la necesidad de utilizar la ecuación (1) en diferencia:

$$\Delta(RS_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta(TC_t) + \beta_2 \Delta(IDE_t) + \beta_3 \Delta(IEC_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

En un primer momento, se estimó la ecuación (2) sin considerar las rupturas citadas en el ejercicio de descomposición de la serie de las RS en sus componentes

no observados. A continuación se incluyeron las variables binarias señaladas y se observaron las alteraciones resultantes. En el cuadro 5 se presentan los resultados estadísticos del modelo definido anteriormente relativos al período enero de 1995-agosto de 1998, sin inclusión de variables ficticias.

Se observa la inclusión de un término AR(1) para intentar corregir la autocorrelación serial en los residuos estimados. No obstante, la estadística de Durbin-Watson (D-W) se encuentra en una zona de indefinición.²¹ En este primer modelo estimado, los componentes que influyen en las variaciones en las RS son IEC y el TC, de modo que el valor estimado del parámetro vinculado a la primera variable es superior al de la segunda. Este resultado asigna una influencia mayor a los movimientos de capitales destinados a la inversión extranjera en cartera en la determinación de las variaciones de las RS (véase la sección III).

En el cuadro 6 se detallan las estadísticas del modelo estimado con respecto al primer período, considerando las alteraciones de nivel de la tendencia de la serie de las RS identificadas anteriormente. Se introdujeron variables ficticias de cambio de nivel a partir de marzo de 1995, julio de 1995, agosto de 1995, octubre de 1997 y marzo de 1998. Se destaca, sin embargo, que se trabaja con

CUADRO 5

Modelo para las reservas sin inclusión de variables binarias
(enero de 1995-agosto de 1998)

Variable	β_i	Estadística-t	Valor p
Constante	713,27	0,9976	0,3240
$\Delta(TC)$	0,6573	2,8313	0,0075
$\Delta(IDE)$	0,0934	0,2699	0,7887
$\Delta(IEC)$	0,8916	4,5143	0,0001
AR(1)	0,4941	3,2579	0,0024

Fuente: Banco Central del Brasil.

R²: 0,52347

Criterio de información de Akaike: 18,46272

Criterio de información de Schwartz: 18,66958

Durbin-Watson: 1,8507

Heteroscedasticidad de White: 3,2523 (0,7766)

¹⁹ Se recuerda que el ejercicio de esta sección consiste en modelos de determinación y, en consecuencia, no se pretende prever los movimientos de las reservas, por lo que es más claro caracterizar a ε como variables omitidas.

²⁰ Las respuestas estadísticas obtenidas son independientes de la prueba especificada, Dickey-Fuller aumentada (ADF), o Phillips-Perron (PP).

²¹ Se implementó entonces la prueba de Breusch-Godfrey (B-G) para correlación serial, prescribiendo una estadística de 0,7090 con un valor p de 0,3998 y rechazándose la presencia de autocorrelación en los residuos estimados. Además, la prueba de heteroscedasticidad de White (H-W) no rechaza la homoscedasticidad de las innovaciones estimadas. Por lo tanto, se especifica un comportamiento de los residuos de acuerdo con las hipótesis de la estadística clásica.

CUADRO 6

Modelo para las reservas con inclusión de variables binarias

(enero de 1995-agosto de 1998)

Variable	β_i	Estadística-t	Valor p
Constante	475,54	1,5187	0,1381
Δ (TC)	0,4722	1,8125	0,0787
Δ (IDE)	0,3749	0,9424	0,3526
Δ (IEC)	0,4111	1,9463	0,0599
DU 1995/03	-3529,20	-1,7478	0,0895
DU 1995/07	6724,50	3,3719	0,0019
DU 1995/08	5205,10	2,6666	0,0116
DU 1997/10	-7815,51	-3,7110	0,0007
DU 1998/03	7066,89	2,9840	0,0052

Fuente: Banco Central del Brasil.

R²: 0,70484

Criterio de información de Akaike: 18,14289

Criterio de información de Schwartz: 18,51151

Durbin-Watson: 1,8284

Heteroscedasticidad de White: 6,9518 (0,80297)

series en diferencias, y la prueba de cambio estructural en el parámetro lineal de la tendencia se aplicó a la serie en nivel. En ese sentido, considerando la caracterización de la expresión (2), se obtienen variables binarias puntuales, es decir, el valor unitario solo en el mes del cambio de comportamiento de la serie. De ese modo, una alteración en el parámetro lineal de la serie en nivel (variables ficticias de nivel) se convierte en una simple conmoción en la serie en diferencia.

Nuevamente la estadística de D-W se encuentra en una zona intermedia, pero la ejecución de la prueba de B-G establece una estadística de 0,1692 con un valor p de 0,6808, definiendo el rechazo de autocorrelación serial de las innovaciones estimadas. La prueba de H-W determina el rechazo del comportamiento heteroscedástico de los residuos. Los criterios de información de Akaike y Schwartz y la R² indican un mejor ajuste de este modelo a los datos, en comparación con el modelo presentado en el cuadro 5. No obstante, las variables que se consideraban estadísticamente significativas en la explicación de los movimientos de las RS a un nivel del 5%, necesitan ahora un nivel de significancia estadística del 10%. Vale decir, respetando un nivel de significancia menos tolerante, las perturbaciones ocasionadas por las crisis internacionales explican mejor el comportamiento de las RS que las cuentas de la balanza de pagos del Brasil. Al respetar, por lo tanto, una significancia estadística del 10%, las mismas variables que fueron determinantes en la explicación de las variaciones de las RS en el modelo expuesto en el cuadro 5

continúan presentando la misma propiedad. Se destaca, sin embargo, que el valor del parámetro relacionado con IEC resultó menor que el verificado con respecto a TC. En otras palabras, al controlar los movimientos de ruptura de nivel del agregado analizado, el saldo en la balanza de transacciones corrientes es más relevante que el movimiento de entrada líquida de inversión en cartera en la explicación de las variaciones de las RS. En consecuencia, las conmociones de acumulación o pérdida de reservas, expresadas en las variables ficticias, se relacionan más con los movimientos originados en IEC que en TC en el período comprendido entre enero de 1995 y agosto de 1998. Por último, se observa que los signos encontrados en las variables binarias listadas en este modelo son idénticos a los establecidos en el ejercicio de descomposición de las RS en sus componentes no observados, corroborando el eficiente ajuste de las estadísticas presentadas en el cuadro 6.

A continuación se aplicó el mismo ejercicio al segundo período, mayo de 1995 a diciembre de 2007. Respecto del grado de cointegración de las series seleccionadas, se verifica que la serie de las RS es I(1), independientemente de la prueba de raíz unitaria aplicada. Las pruebas aplicadas a los agregados TC e IEC presentaron divergencias. Al utilizar la estadística ADF las dos series son I(1), mientras que según el método de PP estas se manifiestan como I(0). En la serie IDE las dos pruebas indican la ausencia de raíz unitaria. Por lo tanto, en este segundo período se delimita el ejercicio econométrico estructurado de acuerdo con la expresión (2). En los resultados del cuadro 7 no se incorporan las variables binarias y se observa la necesidad de imponer un término AR(1) en la estructura propuesta

CUADRO 7

Modelo para las reservas sin inclusión de variables binarias

(mayo de 1999-diciembre de 2007)

Variable	β_i	Estadística-t	Valor p
Constante	1 348,19	2,2418	0,0272
Δ (TC)	0,5014	1,5744	0,1186
Δ (IDC)	0,0232	0,2202	0,8262
Δ (IEC)	0,2136	1,8940	0,0612
AR(1)	0,4142	4,4768	0,0000

Fuente: Banco Central del Brasil.

R²: 0,2034

Criterio de información de Akaike: 19,23801

Criterio de información de Schwartz: 19,36668

Durbin-Watson: 2,1977

Heteroscedasticidad de White: 7,07613 (0,3138)

para corregir la autocorrelación serial establecida en los residuos estimados. Además, esta especificación no manifiesta el problema de la heteroscedasticidad en las innovaciones. Con relación a las variables importantes en la determinación de las variaciones de las RS, la única que presentó relevancia estadística fue la IEC, considerando un nivel de significancia del 10%.

En el próximo modelo estimado se tienen en cuenta las alteraciones registradas en la serie de las RS, demostradas en el ejercicio de descomposición de ese agregado. Se observó la alteración en la tasa de crecimiento del volumen de RS a partir de abril de 2006, que derivó en la introducción de una variable ficticia de alteración en la declividad en el modelo estadístico a ser caracterizado.²² En el cuadro 8 se exponen los resultados estadísticos determinados con esta nueva especificación.

No obstante la falta de autocorrelación serial en los residuos estimados después del ajuste de ese componente mediante el empleo de un término AR(1), esta caracterización presenta los residuos no homoscedásticos. Al comparar los resultados de ese modelo con el detallado en el cuadro 7, esta dificultad no impide destacar un mejor ajuste de los datos. Además, como en el resultado anterior,

la única variable que presentó significancia estadística en la determinación de las variaciones de las RS fue la IEC. Sin embargo, es necesario buscar la ponderación del problema de la heteroscedasticidad en la distribución de los residuos estimados mediante la inclusión de una matriz de White. Esta nueva especificación se presenta en el cuadro 9.

La prueba de heteroscedasticidad empleando la matriz de White indica que las RS se explican únicamente por los *shocks*. Es decir, que en el caso de la economía brasileña los saldos en las cuentas de la balanza de pagos no determinan el volumen de absorción de reservas internacionales. A pesar de su mejor ajuste, el modelo presentado en el cuadro 9 no permite una especificación estadística de los agregados macroeconómicos que condicionan las variaciones de las RS del Brasil. De hecho, al observar la varianza de los residuos estimados, se aprecia una elevación de ella a partir de abril de 2006 alcanzando un valor de $1,51 \times 10^7$. Comparativamente, entre mayo de 1999 y marzo de 2006 este valor era de $2,97 \times 10^6$. Se destaca que esta alteración se estableció en el mes que marcó el quiebre de tendencia a la baja de la serie RS. De este modo, se optó por excluir los meses siguientes a este quiebre y, en consecuencia, la variable binaria que representa el cambio en la tasa de crecimiento de la serie analizada, reestructurándose el modelo con un período comprendido entre mayo de 1999 y marzo de 2006.

CUADRO 8

Modelo para las reservas con inclusión de variables binarias
(mayo de 1999-diciembre de 2007)

Variable	β_i	Estadística-t	Valor p
Constante	591,87	1,417	0,1599
Δ (TC)	0,2466	1,0440	0,2993
Δ (IDE)	0,0415	0,5444	0,5875
Δ (IEC)	0,1923	2,3504	0,0208
DU 1999/12	-6 912,95	-2,9300	0,0043
DU 2000/04	10 306,72	-4,3867	0,0000
DU 2002/06	9 636,61	4,1338	0,0001
DU 2003/06	3 880,25	1,6515	0,1021
DU 2003/12	-6 710,77	-2,8756	0,0050
DU 2005/12	12 398,99	-5,2673	0,0000
DU 2006/04	4 691,50	5,2545	0,0000
AR(1)	0,3359	3,2719	0,0015

Fuente: Banco Central del Brasil.

R²: 0,6486

Criterio de información de Akaike: 18,55682

Criterio de información de Schwartz: 18,86564

Durbin-Watson: 2,0656

Heteroscedasticidad de White: 41,2922 (0,0000)

²² Se recuerda que una variable binaria de declividad en una arquitectura econométrica en diferencia se convierte en una variable ficticia de nivel, que supone la introducción del elemento '1' después del período delimitado, de modo que antes figura una sucesión de ceros.

CUADRO 9

Modelo para las reservas con inclusión de variables binarias y matriz de White
(mayo de 1999-diciembre de 2007)

Variable	β_i	Estadística-t	Valor p
Constante	591,87	1,7680	0,0804
Δ (TC)	0,2466	1,1089	0,2704
Δ (IDE)	0,0415	0,6153	0,5399
Δ (IEC)	0,1923	1,4505	0,1504
DU 1999/12	-6 912,95	-12,4519	0,0000
DU 2000/04	-10 306,72	-17,2839	0,0000
DU 2002/06	9 636,61	6,4099	0,0000
DU 2003/06	3 880,25	8,1172	0,0000
DU 2003/12	-6 710,77	-5,5780	0,0000
DU 2005/12	-12 398,99	-10,2520	0,0000
DU 2006/04	4 691,50	3,3512	0,0012
AR(1)	0,3359	2,6354	0,0099

Fuente: Banco Central del Brasil.

R²: 0,6486

Criterio de información de Akaike: 18,55682

Criterio de información de Schwartz: 18,86564

Durbin-Watson: 2,0656

Heteroscedasticidad de White: 41,2922 (0,0000)

Las estadísticas estimadas, ajustadas al nuevo período sugerido, se pueden observar en el cuadro 10. Además, se introdujo un término AR(1) en el nuevo modelo para corregir la autocorrelación de los residuos estimados. La evidencia arrojada por estas nuevas estimaciones sugiere rechazar la hipótesis de heteroscedasticidad en las innovaciones, estableciendo un comportamiento de estos componentes en consonancia con las hipótesis de la estadística clásica. El principal determinante de las variaciones en las RS brasileñas son las corrientes netas de inversión de cartera. Este resultado coincide con el ejercicio anterior, que no incluía a las variables binarias del modelo econométrico, excluyéndose el período de quiebre del declive en la serie analizada.

Efectivamente se puede afirmar, de manera general, que el principal condicionante de la acumulación de reservas internacionales de la economía brasileña es la variable IEC para todo el período considerado. Cabe destacar, no obstante, la necesidad mayor de disponer de una serie más larga que permita analizar el comportamiento de las reservas en el período posterior a abril de 2006, con el fin de poder corroborar este resultado. Además, queda en evidencia la importancia de los *shocks* externos vinculados a los movimientos de expansión y retracción

(*boom and bust*) de los ciclos financieros, lo que ya se había verificado en el análisis de la sección III.

CUADRO 10

Modelo para las RS con inclusión de variables binarias
(*mayo de 1999 - marzo de 2006*)

Variable	β_i	t-student	p-valor
Constante	488,35	1,7912	0,0776
Δ (TC)	0,3482	1,6369	0,1061
Δ (IDE)	0,1617	1,0161	0,3131
Δ (IEC)	0,2253	2,1729	0,0332
DU 1999/12	-6 709,98	-3,7100	0,0004
DU 2000/04	-9966,65	-5,5026	0,0000
DU 2002/06	9 283,40	5,2165	0,0000
DU 2003/06	4 047,44	2,2551	0,0273
DU 2003/12	-6 382,83	-3,5765	0,0006
DU 2005/12	-11 894,95	-6,5661	0,0000
AR(1)	0,2393	2,0330	0,0458

Fuente: Banco Central del Brasil.
 R^2 : 0,6514
 Criterio de información de Akaike: 17,97613
 Criterio de información de Schwartz: 18,30130
 Durbin-Watson: 2,0070
 Heteroscedasticidad de White: 17.4059 (0,1349)

V

Consideraciones finales

En este artículo se procuró revelar en qué medida la gestión del sistema de cambio fluctuante en el Brasil se aproxima (o no) a la tendencia observada entre las principales economías emergentes de adoptar, en la práctica, la estrategia de la “flotación sucia”. La existencia de un ambiente financiero internacional marcado por ciclos de optimismo y pesimismo determinados en forma exógena provocaría reacciones como “el miedo de flotar” o la acumulación preventiva de reservas internacionales. Los ejercicios econométricos realizados sugieren que: i) el patrón de acumulación de reservas fue estadísticamente similar en los períodos en que se aplicó un régimen de cambio administrado (1995-1998) y fluctuante (1999-2006); ii) a partir de abril de 2006 se observa una importante ruptura estructural, con la aceleración en la acumulación de reservas; iii) los ciclos financieros determinados en forma exógena parecen influir en la evolución de las reservas; y iv) las corrientes de capital afectarían a las reservas en mayor

medida que las corrientes de bienes, servicios e ingresos (cuenta corriente).

Del mismo modo, se procuró examinar algunas especificidades institucionales del caso brasileño, entre ellas el considerable grado de profundidad de los mercados de derivados, que aumenta en gran medida la vulnerabilidad del tipo de cambio en aquellos ciclos. Además, se mostró que la gestión del sistema de cambio fluctuante en el Brasil se ha subordinado al objetivo más general de la estabilización de los precios —es decir, al régimen de metas de inflación—, característica que no se observa exclusivamente en ese país. En este contexto, al descuidar el nivel del tipo de cambio como meta de política después de 2003, se desistió de defender la competitividad externa de las exportaciones mediante la gestión cambiaria, estrategia que parece aplicarse en forma recurrente en las economías asiáticas. Según análisis como el de Rodrik (2007), esa opción puede suponer un riesgo, incluso a mediano plazo, para la sustentación de

superávits comerciales y en transacciones corrientes suficientemente robustas para mitigar en forma permanente y sostenible la vulnerabilidad externa del país.

Se destaca el elevado costo fiscal de la estrategia de intervenciones oficiales en el mercado cambiario utilizada por el Banco Central del Brasil (y, por ende, de acumulación de reservas) y cabe preguntarse si, en el ámbito del mismo marco de política económica, la autoridad monetaria brasileña podría recurrir a una combinación de distintos instrumentos en los mercados a la vista y de derivados. Al contrario de las adquisiciones de divisas

en el mercado a la vista, los créditos recíprocos reversos no incrementan la liquidez en moneda extranjera, pero suponen costos fiscales igualmente elevados para el Tesoro. El Banco Central podría haber optado por una estrategia de intervención en el mercado cambiario a la vista con mayor influencia en la trayectoria de apreciación del real, para no recurrir tanto a esos derivados o sustituirlos por operaciones en el mercado futuro de la BM&F que, pese ser menos transparentes que el uso de créditos recíprocos (realizados mediante subastas), serían más eficaces para atenuar la caída del precio del dólar en el futuro.

Bibliografía

- Aizenman, J. y J. Lee (2005), "International reserves: precautionary versus mercantilist views, theory and evidence", *IMF Working Paper*, N° 05/198, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- Archer, D. (2005), "Foreign exchange market intervention: methods and tactics", *BIS Papers*, N° 24, Basilea, Banco de Pagos Internacionales, mayo.
- Banco Mundial (2009), *Global Development Finance* [en línea] <http://www.worldbank.org>
- BCB (Banco Central del Brasil) (2007), "Programação monetária 2007" [en línea] <http://www.bcb.gov.br/ftp/progmon/pm-032007p.pdf>
- _____ (2000), *Relatório anual*, Brasília.
- Biancarelli, A.M. (2009), "International liquidity cycles to developing countries in the financial globalization era", documento presentado en la XI Reunión de Economía Mundial (Huelva, España, mayo).
- Calvo, G. y C. Reinhart (2000), "Fear of floating", *NBER Working Papers*, N° 7993, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research [en línea] www.nber.org
- Hakura, D.S. y E.U. Choudhri (2001), "Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter?", *IMF Working Paper*, N° 01/194, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- Dooley, M.P., D. Folkerts-Landau y P. Garber (2005), *International Financial Stability*, Deutsche Bank [en línea] <http://econ.ucsc.edu/~mpd/>.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, Nueva York, John Wiley & Sons.
- Flassbeck, H. (2001), "The exchange rate: economic policy tool or market price?", *UNCTAD Discussion Papers*, N° 157 (UNCTAD/OSG/DP/157), Ginebra, Naciones Unidas, noviembre.
- Flood, R. y N. Marion (2002), "Holding international reserves in an era of high capital mobility", *IMF Working Papers*, N° 62, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- FMI (Fondo Monetario Internacional) (2009), *World Economic Outlook Database*, Washington, D.C., abril.
- _____ (2007), *World Economic Outlook*, Washington, D.C.
- Gottschalk, R. y D.M. Prates (2006), "East Asia's growing demand for primary commodities: macroeconomic challenges for Latin America", *G24 Discussion Paper*, vol. 39, Nueva York, Naciones Unidas [en línea] <http://www.unctad.org>
- Greenville, S. (2000), "Exchange rate regimes for emerging markets", *BIS Review*, N° 97, Basilea, Banco de Pagos Internacionales.
- Guidotti, P.E., F. Sturzenegger y A. Villar (2004), "On the consequences of sudden stops", *Economía*, vol. 4, N° 2, Bogotá, D.C., Latin American and Caribbean Economic Association.
- Harvey, A.C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Nueva York, Cambridge University Press.
- Harvey, A.C. y N. Shephard (1993), "Structural time series models", *Handbook of Statistics*, G.S. Maddala, C.R. Rao y H.D. Vinod (comps.), vol. 11, Amsterdam, Elsevier.
- Harvey, A. y S.J. Koopman (2005), "Diagnostic checking of unobserved-components time series models", *Readings in Unobserved Components Models*, A. Harvey y T. Proietti (comps.), Oxford, Oxford University Press.
- Hauner, D. (2005), "A fiscal price tag for international reserves", *IMF Working Papers*, N° WP/05/81, abril, Washington, D.C. [en línea] www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2005/wp0581.pdf
- Hausmann, R., U. Panizza y E. Stein (2000), "Why do countries float the way they float?", *Working Paper*, N° 418, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo, mayo.
- Ho, C. y R. McCauley (2003), "Living with flexible exchange rates: issues and recent experience in inflation targeting emerging market economies", *BIS Working Papers*, N° 130, Basilea, Banco de Pagos Internacionales, febrero.
- Izquierdo, A., E. Talvi y G. Calvo (2006), "Phoenix miracles in emerging markets: recovering without credit from systemic financial crises", *BIS Working Papers*, N° 221, Basilea, Banco de Pagos Internacionales.
- Jeanne, O. y R. Rancière (2006), "The optimal level of international reserves for emerging market countries: formulas and applications", *IMF Working Papers*, N° 06/229, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- Johnson, C. (2007), "Strong Start to 2007 in Most Markets" [en línea] <http://www.futuresindustry.org/fi-magazine-home.asp?iss=176&a=1181>
- Lane, F. (2008), *The Global Crisis and Capital Flows to Emerging Markets* [en línea] <http://www.voxeu.org>
- McCulley, P. y R. Tolouil (2007), "Perils of plenty: can foreign reserves grow forever?", Nueva York, PIMCO, noviembre.
- Mihalijek, D. (2005), "Survey of central banks views on effects of intervention", *BIS Papers*, N° 24, Basilea, Banco de Pagos Internacionales, mayo.
- Mohanty, M.S. y M. Scatigna (2005), "Has globalization reduced monetary policy independence?", *BIS Papers*, N° 23, Basilea, Banco de Pagos Internacionales.
- Moreno, R. (2005), "Motives for intervention", *Foreign exchange market intervention in emerging markets: motives, techniques and implications*, *BIS Papers*, N° 24, Basilea, Banco de Pagos Internacionales, mayo.
- Moser-Boehm, P. (2005), "Governance aspects of foreign exchange interventions", *Foreign exchange market intervention in emerging*

- markets: motives, techniques and implications*, BIS Papers, N° 24, Basilea, Banco de Pagos Internacionales, mayo.
- Reinhart, C. y V. Reinhart (2008), "Capital flows bonanzas: an encompassing view of the past and present", *NBER Working Paper*, N° 14.321, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research [en línea] <http://www.nber.org>
- Rodrik, D. (2008), *The Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence*, julio [en línea] <http://ksghome.harvard.edu/drodrik/>.
- Soto, P. y C. García (2006), "Large hoardings of international reserves: are they worth it?", *External Vulnerability and Preventive Policies*, R. Caballero, C. Calderón y L.F. Céspedes (comps.), Santiago de Chile, Banco Central de Chile.
- Souza, F.E.P. (2005), "Sem medo de flutuar? O regime cambial brasileiro pós-1998", *Estudos econômicos*, vol. 35, São Paulo, Instituto de Pesquisas Econômicas.
- Souza, F.E.P. y C.R. Hoff (2006), "O regime cambial brasileiro: sete anos de flutuação", *15 anos de Mercosur*, J. Berlinski y otros (orgs.), Montevideo, Zonalibro.
- UNCTAD (Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo) (2009), *Trade and Development Report 2008* (UNCTAD/TDR/2008), Ginebra, Naciones Unidas. Publicación de las Naciones Unidas: E.08.II.D.21 [en línea] <http://www.unctad.org>
- (2007), *Trade and Development Report 2007* (UNCTAD/TDR/2007) Ginebra, Naciones Unidas. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E.07.II.D.11 [en línea] <http://www.unctad.org>
- Wei, W.W.S. (2005), *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*, Addison Wesley.