

## A gestão do regime de câmbio flutuante no Brasil

**Daniela M. Prates** – Professora do Instituto de Economia da Unicamp e Pesquisadora do CNPq (Brasil). E-mail: daniprates@eco.unicamp.br

**André M. Cunha** - Professor da UFRGS e Pesquisador do CNPq (Brasil). E-mail: amcunha@hotmail.com.

**Marcos T. C. Lélis** - Professor da Unisinos e Economista da Apex (Brasil). E-mail: mcaputi@uol.com.br.

**Resumo:** Este artigo analisa a gestão do regime de câmbio flutuante no Brasil. Exploram-se quatro hipóteses: (i) assim como os demais países periféricos no contexto pós-crise, o Brasil teria optado *de facto* por uma política de flutuação suja; (ii) os motivos subjacentes a essa política estariam mais vinculados ao *pass-through* das variações cambiais e à demanda precaucional por reservas, do que à manutenção de uma taxa de câmbio real competitiva (iii) a experiência brasileira é singular em função da combinação de um contexto de ampla mobilidade de capitais com a existência de mercados de derivativos financeiros amplos e líquidos e ao elevado custo fiscal da política de acumulação de reservas (decorrente do elevado diferencial entre os juros internos e externos); (iv) o padrão de acumulação de reservas no regime de câmbio flutuante foi semelhante ao registrado no regime de câmbio administrado (bandas cambiais) até abril de 2006; somente a partir de então, com a aceleração do crescimento das reservas, observa-se uma mudança neste padrão.

**Palavras-Chave:** regime de câmbio flutuante; política cambial; reservas cambiais; economia brasileira; mobilidade de capitais.

**Abstract:** This article analyses the floating exchange rate regime in Brazil. Four arguments are addressed: (i) as well as the other emerging countries after the financial crises, Brazil adopted a dirty floating exchange rate regime; (ii) the underlying motives of the fear of floating in Brazil are the pass-through of the exchange variations and the demand for international reserves; (iii) the brazilian experience is singular because the context of broad capital mobility and liquid derivative markets and the high fiscal cost of the sterilization operations; (iv) the standard of reserve accumulation in the floating exchange rate regime and in the exchange rate bands regime is the same until april of 2006; only before this date, the reserve accumulation accelerates and we observes a change in this standard.

**Key Words:** floating exchange rate regime; exchange policy; brazilian economy; capital mobility.

**JEL:** F31, F32, F41

**Área Anpec:** Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

## Introdução

Desde 1999, o Brasil vem adotando um regime de câmbio flutuante, em linha com a tendência predominante entre as principais economias emergentes. As políticas de câmbio administrado (fixo ou bandas cambiais), que prevaleceram nessas economias na década de 1990, tiveram o mérito de garantir a estabilidade da taxa de câmbio nominal, um dos preços-chave das economias capitalistas, mas se revelaram extremamente suscetíveis à apreciação da taxa de câmbio real e a ataques especulativos, que culminaram em sucessivas crises cambiais na segunda metade daquela década, dentre as quais a crise brasileira de 1998-1999. Após essas crises, aquelas políticas cederam lugar aos regimes de câmbio flutuante. Contudo, apesar da maioria dos países emergentes adotar “*de jure*” este regime, “*de facto*” as respectivas autoridades monetárias procuram deter os movimentos da sua taxa de câmbio mediante intervenções ativas nos mercados cambiais. Em outras palavras, o regime cambial predominante no período pós-crise constitui, na realidade, o regime de flutuação suja, com graus diferenciados de intervenção, nos quais a presença dos bancos centrais é a regra e não a exceção. As intervenções sistemáticas nos mercados cambiais – o “medo de flutuar” (*fear of floating*) nos termos de Calvo e Reinhart (2002) – estariam associadas ao que se pode denominar de “estratégias defensivas” num ambiente financeiro internacional marcado por movimentos de *boom and bust* dos fluxos de capitais, quais sejam: (i) a busca de redução da vulnerabilidade externa por meio do sobre-acúmulo de reservas oficiais – ou “demanda precaucional” (Flood e Marion, 2002; European Central Bank, 2006; Jeanne e Rancière, 2006) e/ou (ii) a adoção de políticas de crescimento baseadas no drive exportador, chamadas de “mercantilistas” (Dooley, Folkerts-Landau e Garber, 2005; Aizenman e Marion, 2003; Aizenman e Lee, 2005; Soto e García, 2006).

No período de vigência do regime de flutuação suja, a economia brasileira reverteu uma situação de elevada vulnerabilidade externa, expressa, no período de câmbio administrado (1995-1998), por déficits em transações corrente da ordem de 4% do PIB com a decorrente expansão dos passivos externos em US\$ 180 bilhões. Depois de 2003, este regime passou a ser gerido em um contexto internacional excepcionalmente favorável. O real foi uma das moedas que mais se apreciou frente ao dólar estadunidense, sem que isso tenha obstaculizado a recuperação das contas externas. A elevação do preço *das commodities* e a elevada liquidez financeira internacional garantiram a continuidade do ajuste do balanço de pagamento, mesmo com a tendência de apreciação cambial.

O presente artigo analisa a gestão do regime de câmbio flutuante no Brasil. Aqui se pretende explorar quatro hipóteses: (i) assim como os demais países periféricos no contexto pós-crise, o Brasil teria optado *de facto* por uma política de flutuação suja; (ii) os motivos subjacentes a essa política estariam mais vinculados ao *pass-through* das variações cambiais e à demanda precaucional por reservas, do que aos demais fatores que justificariam o “medo de flutuar” nesses países, como a manutenção de uma taxa de câmbio real competitiva; (iii) a experiência brasileira é singular não somente em função da combinação de um contexto de ampla mobilidade de capitais com a existência de mercados de derivativos financeiros amplos e líquidos, mas também devido à opacidade em relação aos objetivos e às metas da política cambial e ao elevado custo fiscal da política de acumulação de reservas; (iv) o padrão de acumulação de reservas no regime de câmbio flutuante foi semelhante ao registrado no regime de bandas cambiais até abril de 2006; somente a partir de então, com a aceleração do crescimento das reservas, observa-se uma mudança neste padrão.

O trabalho está estruturado em três seções. A primeira seção apresenta o formato institucional e os condicionantes do regime de câmbio flutuante brasileiro, além de calcular os indicadores de “medo de flutuar” para o Brasil. Na segunda seção, analisa-se a gestão deste regime no período de abundância de fluxos de capitais (2003-2007). Na terceira seção faz-se um exercício econométrico que procura apreender os determinantes da evolução das reservas cambiais e o seu padrão de acumulação durante os regimes de câmbio administrado (1995-1998) e flexível. Seguem-se algumas considerações finais.

### 1. O regime de câmbio flutuante no Brasil

O regime de câmbio flutuante foi instituído em janeiro de 1999 pelo Banco Central do Brasil (BCB), após o ataque especulativo que, nos meses anteriores provocou uma forte perda de reservas e

levou o Brasil a pedir um socorro financeiro junto ao FMI. No modelo institucional brasileiro<sup>1</sup>, o BCB consiste na instituição responsável pela definição do regime cambial, de suas metas e da sua gestão (ou seja, da política cambial). O novo regime cambial precedeu temporalmente a instituição do regime de metas de inflação, que ocorreu em junho de 1999. Adicionalmente, deve-se lembrar que as reservas internacionais pertencem à União<sup>2</sup> (governo federal). Sua administração é uma atribuição do BCB, de modo que os resultados contábeis (positivos ou negativos) associados à gestão cambial, convertem-se semestralmente em receitas ou despesas da União. Assim, apesar da precedência no tempo, o regime de câmbio flutuante, de atribuição do BCB, parece possuir um *status* institucional claramente inferior ao regime de metas de inflação – instituído por Decreto Presidencial e subordinado ao CMN no que diz respeito às metas e indicadores monitorados – no arranjo de política econômica vigente desde 1999, que também inclui como um dos seus pilares as metas de superávits primários. Duas informações adicionais reforçam essa hipótese: (i) por um lado, os documentos oficiais referentes ao regime de câmbio flutuante e sua gestão são escassos<sup>3</sup>; (ii) por outro lado, os escassos documentos disponíveis, incluindo o Comunicado n. 6.565 que instituiu o regime de câmbio flutuante, não definem os objetivos macroeconômicos gerais desse regime. Esse comunicado, por exemplo, definiu a meta a ser perseguida pela política cambial – a atenuação da volatilidade cambial de curto prazo –, mas não explicita o objetivo macroeconômico subjacente. Como destaca Moreno (2005), essa meta pode estar subordinada a diferentes objetivos, não excludentes: o controle da inflação; a sustentação da competitividade externa; e a manutenção da estabilidade financeira.

É possível levantar algumas hipóteses sobre esses objetivos a partir da leitura das atas do Copom<sup>4</sup> e dos Relatórios de inflação. As referências aos impactos da taxa de câmbio sobre a evolução dos índices de preços internos em alguns desses documentos (que fazem parte do Sistema de Metas de Inflação) revelam que, além da preservação da estabilidade financeira, um objetivo adicional da gestão do regime de câmbio flutuante no Brasil (nem sempre explicitado) consiste no controle da inflação. A opacidade ou pouca transparência em relação aos objetivos do regime de câmbio flutuante no Brasil não parece decorrer de uma estratégia explícita de ampliar sua eficácia – já que há total transparência em relação às intervenções do BCB no mercado de câmbio – ou das menores exigências de *accountability* vis-à-vis à política monetária<sup>5</sup>, mas sim da sua subordinação a essa política. Neste sentido, uma hipótese que pode ser levantada é a de que os objetivos macroeconômicos do regime de câmbio flutuante são implícitos e coincidem, em grande medida, com aqueles do regime de metas de inflação, quais sejam: estabilidade de preços e do sistema financeiro. Contudo, esses objetivos não foram constantes ao longo do tempo, mas variaram em função de um condicionante mais geral da gestão deste regime, a fase do ciclo de liquidez internacional, como detalhado a seguir.

Assim, por exemplo, a partir de 2004, em um contexto de ampla liquidez nos mercados financeiros globais, bem como a evolução favorável da balança comercial brasileira, possibilitaram ao BCB perseguir a estratégia de acúmulo de reservas associada não somente à minimização de riscos de instabilidade financeira, mas também à demanda precaucional por reservas. Esse objetivo, por sua vez, não é contraditório com os objetivos do regime de metas de inflação, mencionados acima. Pelo contrário, seus efeitos diretos em termos de redução da vulnerabilidade externa e indiretos (melhora da avaliação do risco de crédito do país pelas agências de *rating*) podem, em princípio, contribuir para o alcance desses objetivos. A evidente hierarquia entre os regimes monetário (determinante) e cambial (subordinado) no arranjo institucional da política econômica não constitui uma especificidade em si da experiência

---

<sup>1</sup> Há entre os países emergentes distintos modelos de regulação do mercado cambial. Não necessariamente os Bancos Centrais também são responsáveis pela política cambial e administração das reservas, que é o caso brasileiro. A esse respeito, ver: Moser-Boehm (2005).

<sup>2</sup> Conforme o Artigo 21 da Constituição Federal de da República Federativa do Brasil, de 1988.

<sup>3</sup> Uma incursão no site do BCB ([www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)) revela que não existe nenhum link/seção referente ao regime e/ou política cambial, em contraste com a ampla seção dedicada ao “Sistema de Metas de Inflação”. Ao navegar pela seção com o título sugestivo “Câmbio e capital estrangeiro”, além de não encontrar nenhuma menção aos termos procurados, o pesquisador se defronta com uma frustração adicional: o relatório trimestral, “Análise do Mercado de Câmbio”, – que incluía um item específico sobre a política cambial, além de fornecer um amplo conjunto de dados sobre o mercado de câmbio – foi extinto, sendo a sua última edição do último trimestre de 2003 (out/dez). A partir de então, somente há menção explícita à “Política cambial” nos relatórios anuais do BCB.

<sup>4</sup> Comitê de Política Monetária do BCB, que definiu a taxa básica de juros do Brasil.

<sup>5</sup> Como destaca Moser-Boehm (2005), as questões de governança relativas às intervenções cambiais parecem ser, de forma geral, menos explícitas do que aquelas relativas às decisões de política monetária.

brasileira. Pelo contrário, o *pass-through* mais elevado do câmbio para a inflação nos países emergentes e/ou a sua maior vulnerabilidade à instabilidade dos fluxos recentes de capital, faz com que em vários desses países que adotam o binômio “câmbio flutuante-metas de inflação”, o controle da inflação e a estabilidade dos seus respectivos sistemas financeiros constituam objetivos macroeconômicos do regime cambial. Assim, na realidade, essa hierarquia reflete o papel fundamental da evolução da taxa de câmbio para o funcionamento virtuoso do regime de metas de inflação nesses países e não sua irrelevância (Grenville, 2000; Mohanty e Scatigna, 2005, BIS, 2006).

A principal singularidade desse binômio no Brasil é a não explicitação desses objetivos, mesmo num ambiente em que o BCB é a instituição responsável pela gestão desses dois regimes, o que minimiza a possibilidade de problemas de coordenação de política – observados em alguns países onde a política cambial é de atribuição do governo. Por exemplo, alguns países que adotam aquele binômio reconhecem explicitamente que estabilizar a inflação requer o manejo da taxa de câmbio em função da presença de graus elevados de abertura comercial e *pass-through* (Ho e McCauley, 2003).

Do ponto de vista legal, conforme o Comunicado n. 6.565, as intervenções oficiais no mercado cambial teriam um caráter ocasional, sugerindo a vigência de um regime de flutuação cambial que se aproximaria da “flutuação limpa”. Na prática parece predominar uma política cambial de flutuação suja, assim como os demais países periféricos no contexto pós-crise. Ademais, a política cambial não perseguiu os mesmos objetivos e metas desde a sua adoção e não se restringiu às intervenções no mercado de câmbio à vista, mas envolveu um leque mais amplo de instrumentos. Antes de analisar essas diversas dimensões da política de flutuação suja, é importante responder a duas questões, relacionadas, quais sejam: (i) o Brasil tem “medo de flutuar”? (ii) quais foram os condicionantes dessa política? Uma resposta preliminar à primeira questão pode ser buscada nos indicadores de volatilidade relativa desenvolvidos por Hausman, Paniza e Stein (2000), que procuram detectar a existência (ou não) de “medo de flutuar” (*fear of floating*) nos países emergentes que adotaram regimes de câmbio flutuante. Esses indicadores procuram contornar, ao menos parcialmente, os problemas apresentados pelos indicadores de volatilidade absoluta (das reservas internacionais, da taxa de juros e da taxa de câmbio) de Calvo e Reinhart (2002) – medidos pela frequência na qual, ao longo do período considerado, as variações mensais das variáveis permanecem dentro de intervalos pré-determinados. A hipótese é que nos países que adotam regimes de livre flutuação a volatilidade da taxa de câmbio é relativamente alta, enquanto que as volatilidades das reservas e da taxa de juros relativamente baixas.

Contudo, como destacam Pires de Souza e Hoff (2006), os indicadores de Calvo e Reinhart (2002) apresentam três principais problemas: (i) o indicador de volatilidade da taxa de juros tende a superestimar as variações nos países com taxas de juros médias mais elevadas, caso da maioria dos países emergentes; (ii) nem toda mudança na taxa de juros reflete tentativas de estabilizar a taxa de câmbio; (iii) a volatilidade da taxa de câmbio pode decorrer da intensidade dos choques externos enfrentados pelo país e não da maior disposição das autoridades monetárias deixarem essa taxa flutuar.

Hausmann *et al.* (2000) utilizam indicadores que procuram avaliar a volatilidade relativa entre as taxas de câmbio e de juros e entre as taxas de câmbio e as reservas, a partir do uso do desvio-padrão como medida de volatilidade para essas taxas e, no caso das reservas (medidas em unidades monetárias), do desvio-padrão dividido pela média do M2 (para evitar distorções associadas às unidades diferentes). Esses indicadores têm o mérito de levar em consideração os diferenciais de níveis das variáveis (em função da utilização dessas medidas de volatilidade), bem como de relativizar a reação das autoridades monetárias (mediante aumento da taxa de juros ou intervenção no mercado de câmbio) pela dimensão do choque enfrentado. Vale destacar que, enquanto o indicador câmbio/juros mostra a reação da política monetária à volatilidade da taxa de câmbio, o indicador câmbio/reservas refere-se à política cambial estrito senso.

Souza (2005) e Souza e Hoff (2006) calcularam indicadores semelhantes para o Brasil de janeiro de 1999 a dezembro de 2005 e concluíram que na média desses sete anos “o Brasil não temeu a flutuação”. Os resultados obtidos por esses autores indicam valores muito próximos dos indicadores do Brasil e dos Estados Unidos (0,26 e 0,23 no caso do indicador Câmbio/reservas e 1,39 e 1,33 no caso do indicador câmbio/juros), sugerindo a vigência de um regime cambial próximo da flutuação genuína (ademais, os indicadores obtidos para os países asiáticos são bem inferiores, indicando a utilização da taxa de juros e das reservas para estabilizar a taxa de câmbio). Atualizando esse cálculo até junho de 2007

(tabela 1), chega-se a um resultado praticamente idêntico para o indicador Câmbio/Reservas (0,25), sancionando a hipótese de flutuação genuína; e um resultado inferior para o indicador câmbio/juros (1,13), o que indicaria uma maior propensão a utilizar a taxa de juros para estabilizar a taxa de câmbio nesse período mais amplo (jan99-jun07).

**Tabela 1. Indicadores de “medo de flutuar” no Brasil, 1999-2007**

	Volatilidade relativa	
	Câmbio/juros	Câmbio/Reservas
Jan99-dez05	1,39	0,26
Jan99-jun07	1,13	0,25
Jan99-dez02	1,34	0,42
Jan03-jun07	0,73	0,17

Fonte: BCB. Elaboração própria.

A análise do comportamento dos indicadores de volatilidade relativa no período como um todo (jan99-dez05 ou jan99-jun07) não parece ser a mais apropriada, pois obscurece importantes diferenças nas suas trajetórias após a adoção do regime de câmbio flutuante. Essas diferenças estão associadas, em grande parte, ao comportamento dos fluxos de capitais para os países emergentes e, assim, para o Brasil. É possível identificar claramente duas fases distintas desse ciclo a partir de 1999, que resultaram em diferentes desafios e graus de liberdade para a política cambial: (i) o primeiro período, que se inicia em janeiro de 1999 e termina em dezembro de 2002, corresponde à fase de “baixa” ou de “pessimismo” do ciclo de liquidez dos anos 1990; (ii) o segundo período abrange o período de janeiro de 2003 a junho de 2007, fase de alta ou de “otimismo” do recente ciclo de liquidez. O cálculo dos indicadores de volatilidade relativa para esses dois períodos mostra as diferenças de comportamento nas fases de “pessimismo” e “otimismo” do ciclo de liquidez internacional. No período jan99-dez02, os dois indicadores (câmbio/juros câmbio/reservas) atingem valores mais elevados (1,34 e 0,42, respectivamente) relativamente ao período como um todo e, especialmente, ao segundo período (jan03-jun07). Em contrapartida, os resultados obtidos para esse período (0,73 e 0,17) são inferiores àqueles do período integral, bem como ao primeiro período.

Apesar dos indicadores de Haussman et al. (2000) calculados para os dois subperíodos (jan99-dez02 e jan03-jun07) terem captado diferenças importantes nas volatilidades relativas nas fases de escassez e abundância de recursos externos, eles são claramente insuficientes para a caracterização do regime de câmbio flutuante no Brasil e para a apreensão das especificidades da sua gestão nessas duas fases. De acordo com esses indicadores, o Brasil teria tido menos “medo de flutuar” na fase de pessimismo do que na fase de otimismo, o que não parece fazer sentido, não somente em função do elevado *pass-though*<sup>6</sup>, mas também da maior vulnerabilidade externa da economia brasileira (estoque reduzido de reservas e elevado das dívidas externas privada e pública) e do maior *currency-mismatch* do setor privado na primeira fase. As menores volatilidades relativas na segunda fase não refletem um maior “medo de flutuar”, mas sim os efeitos positivos do contexto externo favorável (no âmbito das finanças e também do comércio internacional) sobre a volatilidade da taxa de câmbio e, *pour cause*, das demais variáveis financeiras (juros e reservas). Ademais, a retomada das compras de divisas pelo BCB no mercado de câmbio à vista a partir do final de 2004 – possibilitadas exatamente por esse contexto – também parecem ter contribuído para a redução dessa volatilidade.

Ademais, esses indicadores, mesmo que superiores aos utilizados por Calvo & Reinhart (1999), também possuem algumas limitações: a aquisição de reservas pode estar associada à demanda precaucional e, assim, não ter como objetivo influenciar o patamar ou a volatilidade da taxa de câmbio; as autoridades monetárias podem recorrer a outros instrumentos de política cambial ou mesmo de política econômica (como técnicas de gestão dos fluxos de capitais) para atingir suas metas em relação à taxa de câmbio. Assim, esses indicadores podem levar a conclusões equivocadas se analisados de forma isolada, sem a consideração dos condicionantes externos e internos (estruturais e macroeconômicos) da gestão do regime de câmbio flutuante. A fase do ciclo de liquidez internacional influencia a gestão do regime de

<sup>6</sup> Estudos como o de Choudhri e Hakura (2001) e Mohanty e Scatigna (2005) sugerem que o Brasil e Turquia estão no topo dos países com maior *pass-though* cambial.

câmbio flutuante nas economias emergentes em geral e, em particular no Brasil, devido ao seu grau elevado de abertura financeira. Na realidade, pode-se afirmar que enquanto esse ciclo constitui o principal condicionante externo dessa gestão, o grau de abertura financeira pode ser considerado seu principal condicionante interno estrutural.

O processo de abertura financeira da economia brasileira iniciou-se no final dos anos 1980 e foi aprofundado ao longo dos anos 1990 nos governos Collor (1990-1992), Itamar Franco (1992-1994) e Cardoso (1995-2002). As mudanças institucionais efetuadas nesse período resultaram na liberalização significativa dos investimentos estrangeiros de portfólio no mercado financeiro doméstico (principalmente, em ações) e no mercado internacional de capitais. Assim, quando o regime de câmbio flutuante entrou em vigor, no dia 16 de janeiro de 1999, a economia brasileira já possuía um grau relativamente elevado de abertura financeira (o qual viabilizou a absorção dos recursos externos necessários para o financiamento do déficit em transações correntes durante o período de vigência do regime de bandas cambiais). Praticamente um ano depois, em 26 de janeiro de 2000, foi adotada uma medida decisiva, que ampliou significativamente esse grau. A Resolução nº 2.689 flexibilizou as aplicações dos investidores estrangeiros nos mercados de ações e títulos de renda fixa, bem como permitiu o seu acesso, sem restrições, ao mercado de derivativos financeiros domésticos. Até então, se esse acesso era limitado às operações de *hedge* das posições desses investidores nos mercados à vista em ações e renda fixa. Apesar do mercado de derivativos financeiros brasileiro já possuir um grau de desenvolvimento relativamente maior àquele da maioria dos países emergentes no final dos anos 1990, a liberdade de atuação dos investidores estrangeiros na BM&F (Bolsa de Mercadorias e Futuros) ampliará significativamente sua liquidez e profundidade e terá importantes implicações para a gestão da política cambial, que somente serão sentidas na fase de otimismo, especialmente após 2004 (ver seção 2).<sup>7</sup>

O grau elevado de abertura financeira e, especialmente, o acesso dos investidores globais ao mercado organizado de derivativos financeiros (que ampliou sua liquidez e profundidade) intensifica os impactos das fases de abundância ou escassez de fluxos de capitais sobre os preços-chave do país e, especialmente sobre a taxa de câmbio, que se torna a principal correia de transmissão da volatilidade dos fluxos de capitais sobre os mercados financeiros e a economia real; mas também reforçam a interação entre as políticas cambial, monetária e fiscal (inerente às economias que se inseriram na globalização financeira) e reduzem seus respectivos raios de manobra. Nesse contexto, a gestão do regime de câmbio flutuante (e também da política de metas de inflação) torna-se subordinada, em grande parte, às decisões de alocação de riqueza dos investidores globais. Todavia, a interação entre os condicionantes externo (ciclo de liquidez internacional) e interno estrutural (grau de abertura financeira) teve distintas implicações para essa gestão nas fases de “pessimismo” e otimismo”do ciclo. A política cambial deparou-se com diferentes desafios e graus de liberdade em função, em grande parte, da situação da balanço de pagamentos e de vulnerabilidade externa da economia brasileira – que podem ser considerados seus principais condicionantes macroeconômicos internos.

A ampliação do grau de abertura da economia brasileira na gestão Armínio Fraga Neto na presidência do BCB não teve efeitos concretos na primeira fase de vigência do regime de câmbio flutuante no Brasil (janeiro de 1999 a dezembro de 2002), quando o país enfrentou uma situação de restrição externa da divisas e de conseqüente escassez estrutural de vendedores e excesso de compradores no mercado de câmbio brasileiro. Enquanto a oferta se restringia aos fluxos (associados, basicamente, ao superávit comercial a partir de 2001 e aos investimentos diretos externos e eventuais), a demanda não provinha somente da necessidade de honrar os compromissos externos vinculados às transações correntes (importações de bens e serviços e remessas de juros, lucros e dividendos), mas principalmente da demanda especulativa e por cobertura de riscos, seja dos estoques de ativos estrangeiros (produtivos e financeiros) no país, seja da dívida externa privada, seja dos empréstimos internos indexados à taxa de

---

<sup>7</sup> No primeiro governo Lula (2003-atual), duas medidas adicionais ampliaram ainda mais a integração financeira do país com o exterior. Em primeiro lugar, a unificação dos mercados de câmbio livre e flutuante e a extinção da Conta de Não-residentes (CC5) em março de 2005, que eliminou os limites para que pessoas físicas e jurídicas convertam reais em dólares e os remetam ao exterior. Em segundo lugar, a MP 281, de 15/02/2006, isentou de Imposto de Renda as aplicações de investidores estrangeiros em títulos públicos e em fundos de capital de risco, bem como de CPMF os investidores estrangeiros e nacionais nas emissões primárias de ações e no aumento de capital de empresas (em 2003, o governo já tinha reduzido o IR incidente sobre as negociações dos investidores estrangeiros nos mercados secundários de ações – de 25% para 15% – e as isentado de CPMF; as mesmas medidas foram estendidas posteriormente aos nacionais).

câmbio<sup>8</sup>, cuja participação no total dos empréstimos a pessoas jurídicas manteve-se acima de 35% no triênio 2000-2002. Assim, o desequilíbrio entre demanda e oferta de divisas decorreu tanto do comportamento desfavorável do Balanço de Pagamentos nesse período, como do acúmulo de passivos externos (ou denominados em moeda estrangeira) ao longo da segunda metade dos anos 1990. Esse acúmulo, por sua vez, foi provocado pela estratégia de política econômica adotada no período imediatamente anterior, ancorada na ampliação da abertura financeira e da participação das empresas e bancos estrangeiros na economia brasileira, que viabilizou o financiamento do déficit em conta corrente durante o regime de câmbio administrado.

Nesse contexto, os investidores estrangeiros reduziram suas posições em ativos brasileiros, inclusive na BM&F. Somente em 1999, passado o stress provocado pela mudança do regime cambial adoção, e em 2000 os volumes negociados na BM&F aumentaram. A partir do ataque especulativo de 2001, esse volumes voltaram a cair (ver tabela 2). Contribuiu decisivamente para a “evaporação” da liquidez nesse mercado num contexto de excesso de demanda por dólares (seja para cobertura de risco, seja para especulação), a proibição de atuação do BCB com derivativos de câmbio imposta pelo acordo com o FMI de março de 1999 (mantida no acordo de 2001). Assim, os impactos do descompasso entre a oferta (fluxos escassos) e a demanda (fluxos e estoques) por moeda estrangeira se concentram no mercado de câmbio à vista e no de instrumentos indexados à taxa de câmbio.

Nesse período, o *trade-off* entre os desafios colocados à gestão cambial e a capacidade de resposta do BCB foi levado ao limite. Isto porque, a autoridade monetária possuía um raio de manobra muito limitado para atender às principais metas dessa gestão, que nessa fase foram mais explícitos do que no período posterior, quais sejam: (i) atenuar a volatilidade e a desvalorização da taxa de câmbio devido aos seus efeitos negativos sobre a inflação – cumprindo a função de auxiliar a política monetária, já que a elevação da taxa de juros nesse contexto se revelou praticamente inócua em conter os movimentos dessa taxa – e, em menor medida, sobre a situação patrimonial dos agentes com passivos em dólares; (ii) prover liquidez para conter desordens de mercado e, assim, garantir a estabilidade financeira. Apesar de alguns documentos do BCB, divulgados nesse período, reafirmarem que o único objetivo da política de câmbio flutuante seria “evitar que a taxa de câmbio oscile em curto espaço de tempo, ocorrendo a desvinculação do nível de reservas internacionais dos resultados do mercado cambial e resultados contido na circular que instituiu o novo regime cambial” (BCB, 2000), a preocupação com os impactos inflacionários da depreciação cambial é explicitada tanto em algumas atas do Copom (por exemplo, as notas da 57ª Reunião, dos dias 20 e 21/3/2001), como nas duas cartas abertas do presidente do BCB ao Ministro da Fazenda para justificar o descumprimento da meta de inflação em 2001 e 2002.

**Tabela 2. Volumes negociados na BM&F, por ativo (em US\$)**

Ano	Câmbio	Taxas de juros
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

Fonte: Síntese de Dados, BM&F

O reduzido raio de manobra da gestão cambial decorria de três fatores: (i) da impossibilidade de recorrer ao mercado de derivativos de câmbio; (ii) do reduzido de volume de reservas internacionais que poderia ser utilizado nas intervenções no mercado de câmbio à vista – inferior ao total disponível no ativo do BCB devido aos limites impostos pelo acordo do FMI, num primeiro momento sobre as intervenções e, a partir de agosto, sobre as reservas líquidas ajustadas (memorandos técnicos de agosto e dezembro); (iii) do volume já muito elevado do estoque da dívida mobiliária interna indexada à taxa de câmbio. Já a forma de atuação do BCB nesse mercado praticamente não sofreu alterações em relação ao período de

<sup>8</sup> Contratados no âmbito das extintas Resoluções n. 63, 2.148, 2.170 e 2.312.

câmbio administrado (1995-1999) no que diz respeito ao método de transação<sup>9</sup>. Para procurar atender às metas da gestão do regime de câmbio flutuante na fase de pessimismo, o BCB não se limitou a intervir no mercado de câmbio à vista, mas utilizou outros instrumentos de política cambial, como a emissão de títulos indexados à taxa de câmbio e de *swaps* cambiais. Todavia, o recurso a esses três instrumentos de política cambial não foi homogêneo ao longo desse período, tendo sido condicionado pela dimensão das pressões no mercado de câmbio (associadas à evolução do Balanço de Pagamentos e ao grau de aversão do risco dos investidores), bem como pela deterioração das expectativas em relação à solvência da dívida pública interna. Ademais, a autoridade monetária adotou, principalmente no ano de 1999 (antes da ampliação do grau de abertura financeira), medidas de natureza regulatória para estimular a oferta e, principalmente, conter a demanda por divisas no mercado de câmbio.

## **2. Regime de câmbio flutuante na fase de “otimismo”: janeiro de 2003 a junho de 2007**

A combinação de elevado grau de abertura e de mercados de derivativos profundos revelou-se uma “faca-de-dois gumes” para a gestão do regime de câmbio flutuante no Brasil, sendo que cada “gume” se manifestou em diferentes momentos do ciclo de liquidez internacional. Na fase de pessimismo e escassez de recursos externos, ela intensificou a eficácia dos ataques especulativos contra a moeda doméstica e reduziu a capacidade da gestão cambial de conter os movimentos de desvalorização, exigindo o recurso a instrumentos alternativos de política (títulos indexados ao câmbio e *swaps*) para conter esses movimentos e, assim, seus efeitos deletérios sobre a inflação (dado o elevado *pass-through*) e sobre a situação financeira dos agentes domésticos vulneráveis em termos de descasamento de moedas. Já na fase de otimismo que se iniciou em 2003 e vigorou até junho de 2007, no contexto de retorno dos fluxos de capitais, resultados favoráveis nas transações comerciais e correntes com o exterior (associados à própria depreciação do período precedente, mas também ao ciclo de comércio internacional) e elevado apetite por risco dos investidores globais, a adoção de uma política monetária excessivamente restritiva resultaram numa trajetória ininterrupta de apreciação cambial, que constituiu a principal determinante da eficácia da política de metas de inflação dado o elevado *pass-through* (o qual se tornou o aliado por excelência dessa política).

Mesmo se mantendo subordinada à política de metas, a gestão cambial usufruiu maiores graus de liberdade diante do cenário externo benigno no âmbito das finanças e do comércio internacional, que contribuiu, decisivamente, para a evolução favorável do balanço de pagamentos (associada aos superávits nas transações correntes a partir de 2003 e na conta de capitais voluntários após 2005) e para melhora da situação de solvência externa da economia brasileira. É possível identificar dois períodos distintos da gestão cambial nessa fase de otimismo: o primeiro de janeiro de 2003 a novembro de 2004; e o segundo de dezembro de 2004 a junho de 2007. No primeiro período, o BCB praticamente não interveio no mercado de câmbio à vista, comportamento que seria de se esperar de janeiro de 2003 a julho de 2004, quando, após os meses iniciais de correção do *overshooting* cambial de 2002, a taxa de câmbio se manteve estável. Contudo, mesmo a partir de julho de 2004, quando essa taxa inicia seu prolongado processo de apreciação, as atuações da autoridade nesse mercado mantiveram intermitentes, dado o objetivo implícito de usufruir desse processo para atingir as metas de inflação (induzido pelo anúncio e, após setembro, efetivo aperto monetário). Nesse período, a estratégia principal da política cambial foi o resgate agressivo dos títulos cambiais, que persistiu no período posterior. Ademais, o Tesouro passou a intervir no mercado de câmbio à vista com o intuito de pré-financiar compromissos externos. Em 2004, o Tesouro adquiriu US\$7,3 bilhões ao longo do ano, valor superior às compras do BCB (US\$5,3 bilhões), que ocorreram em dezembro, início do segundo período aqui analisado.

O segundo período (dez/04 a jun/07) caracteriza-se, exatamente, pelo retorno do BCB ao mercado de câmbio, mas agora na ponta compradora dos seus dois segmentos, à vista e futuro. No segmento à vista, as intervenções foram temporariamente interrompidas entre março e setembro de 2005, a despeito da continuidade da apreciação do real, suscitando novamente a interpretação de uso deliberado (mas não

---

<sup>9</sup> As Circulares n. 2.884 de 6/5/1999 e n. 2.888 de 20/5/1999 definiram que essa atuação permaneceria sob a intermediação de *dealers* e que deveriam ser realizadas mediante operações interbancárias, por leilão eletrônico ou telefônico, com oferta simultânea a pelo menos 5 desses agentes. A única mudança relevante foi em relação à transparência das intervenções: a autoridade monetária se comprometeu a informá-las ao mercado mediante o Comunicado Depin n. 6873 de 20/5/1999 (BCB, 2000).



explicitado) da apreciação cambial como instrumento-chave da política monetária. A partir de outubro de 2005, o BCB manteve uma presença constante nesse mercado (exceto em junho de 2006), com o objetivo explícito de acumular “reservas internacionais (...) e (...) não impor tendência nem pisos à flutuação cambial, assim como não adicionar volatilidade ao mercado”<sup>10</sup>. Dada a política monetária restritiva vigente no período, a autoridade monetária brasileira adotou persistentemente a estratégia de intervenção esterilizadora, ou seja, de neutralizar o impacto monetário das suas compras de divisas mediante venda de títulos públicos no mercado aberto a partir das chamadas operações compromissadas. A partir de maio 2002, o BCB ficou proibido (pela Lei de Responsabilidade Fiscal) de lançar títulos da dívida pública e passou a atuar no mercado exclusivamente com títulos do Tesouro em carteira – ao contrário de outros países, onde os Bancos Centrais utilizam títulos públicos da sua emissão nas operações de esterilização.

A natureza do emissor dos papéis utilizados nas operações de esterilização pode tornar mais transparentes as políticas monetária e de dívida pública, mas não afeta o custo quase-fiscal dessas operações. A política de acumulação de reservas internacionais, adotada a partir do final de 2004 com o objetivo fortalecer a posição externa do país direta (mediante a constituição de um “colchão” de liquidez em moeda estrangeira) e indiretamente (via impacto positivo sobre os *ratings* externos) – depara-se com dois importantes constrangimentos: o elevado estoque de dívida pública mobiliária concentrada no curto prazo e indexado à taxa Selic; e o expressivo diferencial entre os juros internos e externos, que torna o custo de carregamento dessas reservas excessivamente alto (em termos absolutos e relativamente aos demais países emergentes). Um cálculo aproximado desse custo em junho de 2007, quando as reservas atingiram US\$ 147 bilhões – que considera o diferencial entre a taxa Selic e o rendimento das *Treasury* de 10 anos (destino privilegiado dessas reservas), de 7,08% neste mês – indica um gasto de US\$ 10,5 bilhões de dólares ao ano<sup>11</sup>. Considerando-se a variação cambial desde o final de 2004, quando a política de acúmulo de reservas foi retomada, esse gasto foi ainda maior, já que o dólar depreciou-se em relação ao real nesse período. Esse mesmo diferencial de juros, num contexto de forte queda do risco-país, estimulou o ingresso de capitais de curto prazo, em busca de ganhos de arbitragem e/ou especulação, e teve um papel decisivo no movimento de apreciação cambial após setembro de 2004. Ou seja, o patamar da taxa de juros básica da economia brasileira tem dois efeitos simultâneos e contraditórios: de um lado, estimula a ampliação do passivo externo de curto prazo do país (na forma de investimento de portfólio em renda fixa e de dívida de curto prazo); de outro lado, onera o custo de carregamento das reservas em moeda estrangeira, que constituem o “colchão de segurança” necessário para fazer frente à reversão potencial desse passivo. Não à toa a conta financeira do BP foi superavitária em US\$ 87 bilhões em 2007<sup>12</sup>.

Alguns fatores contribuíram decisivamente para o *boom* de fluxos de capitais em 2007 num contexto de continuidade da política de redução da taxa de juros básica. Por um lado, a expectativa de obtenção do “grau de investimento” (que se concretizou somente no final de abril de 2008), estimulou as aplicações tanto em ações, como em renda fixa (dada a perspectiva de convergência dos juros internos para os patamares vigentes nas demais economias emergentes após a obtenção dessa classificação). Por outro lado, no caso especificamente dos fluxos atraídos pelo diferencial entre os juros internos e externos, dois fatores adicionais estimularam sua ampliação nesse período: a redução do ritmo de corte (de 0,5 p.p para 0,25 p.p) da taxa de juros básica pelo BCB em janeiro de 2007 e a continuidade da tendência de queda do risco-país no mercado internacional. A interação entre esses dois fatores manteve o diferencial entre a taxa Selic e a taxa denominada “Selic neutra de arbitragem” (ver gráfico 1) – que consiste na soma do risco-país com a taxa de juros de menor risco (*Fed Fund Rate*) e constitui o custo de captação dos tomadores brasileiros no exterior – estimulando a contratação de linhas de crédito de curto prazo para realizar operações de arbitragem no mercado financeiro interno, seja pelos bancos, seja pelos exportadores.

---

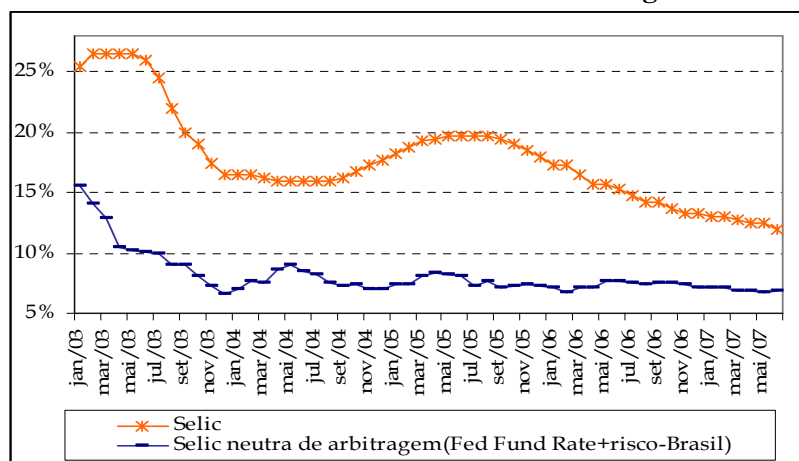
<sup>10</sup> Programação Monetária 2007, Banco Central do Brasil (<http://www.bcb.gov.br/ftp/progmon/pm-032007p.pdf>).

<sup>11</sup> De forma independente, McCulley e Tolouil (2007) utilizaram metodologia semelhante, chegando a um resultado (na margem) equivalente ao apresentado aqui.

<sup>12</sup> Dada a forte entrada de recursos externos nas modalidades de crédito de curto prazo e de investimento de portfólio, ao lado do desempenho favorável dos fluxos de investimento direto externo.

Essa mesma interação motivou os investidores estrangeiros a manterem ou mesmo ampliarem suas posições no mercado doméstico de derivativos financeiros. Os derivativos vinculados à taxa de câmbio do Real, negociados *onshore* (Bolsa de Mercadorias e Futuros - BM&F) e *offshore* (NDFs)<sup>13</sup>, tiveram um papel decisivo na apreciação cambial a partir de 2004. As posições dos investidores institucionais estrangeiros<sup>14</sup> se concentraram em contratos curtos na ponta de venda, que realiza lucros na apreciação do real (em contrapartida, na ponta comprada no mercado de derivativos de juros, que representa uma expectativa na queda da taxa Selic, sobretudo nos vencimentos mais longínquos).

**Gráfico 1. Selic e Selic neutra de arbitragem**



Fonte: BCB e FED

Assim, somente na fase de otimismo do ciclo de liquidez internacional, a combinação do ambiente de câmbio flutuante com o livre acesso dos investidores estrangeiros à BM&F (vigente desde 2000) resultou no aumento da liquidez e da profundidade desse mercado e, conseqüentemente, das oportunidades de arbitragem e especulação com as taxas de câmbio e de juros do Real. As operações dos investidores estrangeiros nos mercados de câmbio à vista e futuro para usufruir o amplo diferencial de juros, num contexto de queda dos riscos país e cambial (também associada à evolução favorável da balança comercial) resultaram na intensificação da trajetória de apreciação do real ao longo de 2007. Essa trajetória, por sua vez, ampliou ainda mais a rentabilidade dessas operações, estimulando a sua continuidade, num processo de profecias auto-realizáveis. Nesse contexto de ampliação da oferta de divisas, o BCB intensificou suas intervenções no mercado de câmbio à vista, as quais conduziram as reservas internacionais brasileiras a patamares recordes. Todavia, a despeito desta significativa intervenção oficial, a trajetória de apreciação da taxa de câmbio do real persistiu inconteste.

Uma possível resposta para essa aparente incógnita poderia ser buscada na institucionalidade do mercado *spot* de câmbio brasileiro. Esse mercado, no entanto, não possuiu nenhuma singularidade em relação aos demais países emergentes, que poderia colocar em xeque a eficácia das intervenções do BCB. Assim como na maioria desses países (Archer, 2005) predomina o método de transação via leilão eletrônico (*Clearing da BM&F*, instituída em 2006) ou por telefone mediante os *dealers* do BCB no mercado interbancário. Parte da explicação para a continuidade da apreciação do real, a despeito das compras de divisas pela autoridade monetária brasileira, deve ser buscada na sua estratégia de intervenção no mercado de câmbio à vista, que se subordina, por sua vez, aos objetivos do regime de câmbio flutuante no Brasil. Esses objetivos coincidiram, de forma geral, com aqueles do regime de metas de inflação – estabilidade dos preços e do sistema financeiro –, aos quais se somou, a partir de 2004, o acúmulo de

<sup>13</sup> O mecanismo de derivativos financeiros empregado no mercado *off-shore* é o *non deliverable forward* (NDF) ou mercado a termo sem entrega física. O NDF é conceitualmente semelhante a uma simples operação de câmbio a termo em que as partes concordam com um montante principal, uma data e uma taxa de câmbio futura. A diferença é que não há transferência física do principal no vencimento. A liquidação financeira reflete-se à diferença entre a taxa de câmbio inicial e a constatada na data do vencimento, e é realizada em dólar ou em outra divisa plenamente conversível.

<sup>14</sup> De acordo com informações obtidas com participantes do mercado, os principais investidores são os fundos *hedge* (aqueles mais especulativos) e os bancos de investimento internacionais que não possuem filial no Brasil, como o *Lehman Brothers*, *Goldman Sachs* e *Bear Sterns*.

reservas internacionais. Na fase de auge do ciclo de liquidez internacional, as intervenções do BCB na ponta compradora do mercado de câmbio visaram reconstituir um colchão de liquidez em moeda estrangeira e reduzir a volatilidade cambial, sem procurar influenciar a tendência de apreciação do real (que se revelou fundamental para a eficácia da política de metas). Nesse contexto, o patamar da taxa de câmbio não constituiu uma meta da gestão cambial. A autoridade brasileira somente interveio, em algumas circunstâncias, para reduzir o ritmo desta apreciação, adotando a estratégia de “*leaning agaisnt the wind*”<sup>15</sup>, já que mudanças abruptas desse patamar podem ampliar a incerteza, estimular movimentos especulativos e aumentar a volatilidade cambial. Coerentemente com os seus objetivos macroeconômicos gerais e suas respectivas metas, o BCB perseguiu uma estratégia, previamente anunciada aos seus *dealers*, de atuar no final do dia, antes do fechamento do mercado, absorvendo as “sobras” de dólares aos preços vigentes no momento, sem procurar influenciar as cotações. Como destaca Archer (2005), é exatamente esta a estratégia recomendada quando a autoridade monetária não pretende influenciar o patamar de taxa de câmbio.

Todavia, caso o BCB tivesse adotado outra estratégia de intervenção no mercado de câmbio à vista – no que diz respeito aos volumes diários, ao *timing* e à transparência –, a intensidade da apreciação do Real poderia ter sido bem menor, mas não seria estancada. Defende-se, aqui, a hipótese de que uma mudança nessa estratégia somente reduziria essa intensidade, mas não seria suficiente para deter a tendência de valorização cambial devido ao contexto de ampla abertura financeira. Isto porque, nesse contexto, contrariamente ao suposto pela abordagem teórica convencional, os países emergentes, vulneráveis a *sudden stops* ou a *overflows* dos fluxos de capitais de curto prazo, deparam-se, na realidade, com uma “dualidade impossível” (Flassbeck, 2001): a adoção do regime de câmbio flutuante não garante o ajuste automático do balanço de pagamentos e a autonomia da política monetária; pelo contrário, acentua a inter-relação entre a taxa de juros básica e taxa de câmbio nominal e a influência das decisões de portfólio dos investidores globais sobre esses preços-chave.<sup>16</sup> Essa inter-relação, no entanto, manifestou-se de forma diferenciada, dependendo da fase do ciclo de liquidez internacional. Na fase de escassez de recursos externos (1999-2002), foram os movimentos da taxa de câmbio que ditaram aqueles da taxa de juros básica (*policy rate*) – devido aos efeitos deletérios da desvalorização cambial sobre a inflação e sobre a situação patrimonial dos agentes com dívidas em (ou denominada em) moeda estrangeira.

Já no período de abundância desses recursos, foram os movimentos desta última taxa que passam a condicionar a trajetória da taxa de câmbio. Ademais, nesse período, a impossibilidade do BCB controlar, simultaneamente, a taxa de juros básica e a taxa de câmbio nominal num ambiente de livre mobilidade de capitais foi levada ao limite devido a duas especificidades: o alto custo fiscal das operações de esterilização e; a existência de mercados de derivativos financeiros (BM&F) amplos e líquidos, resultado da interação de dois fatores que se auto-alimentaram na fase de auge do ciclo recente de liquidez: o maior grau de desenvolvimento desses mercados, relativamente aos demais países emergentes, associado ao contexto de alta inflação dos anos 1980; o acesso sem restrições dos investidores estrangeiros à BM&F a partir de 2000. Uma breve comparação internacional elucida a dimensão relativa desta bolsa e o tamanho das apostas de apreciação do real lideradas pelos investidores estrangeiros. Além de ocupar uma das primeiras posições no *ranking* das principais bolsas de derivativos mundiais – especificamente, o 8<sup>o</sup> lugar no bimestre jan-fev de 2007 – e a segunda dentre as bolsas emergentes (perdendo somente para a *Korea Exchange*, a bolsa da Coreia do Sul, na qual predominam as opções sobre o índice de ações), o número de contratos negociados na BM&F registrou a maior taxa de crescimento entre os primeiros bimestres de 2006 e 2007<sup>17</sup>.

<sup>15</sup> Sobre essa estratégia, ver Mihalijek (2005).

<sup>16</sup> Em contrapartida, como destacam Mohanty e Scatigna (2005), as economias que mantêm algum grau de controle sobre os fluxos de capitais conseguem, pelo menos parcialmente, insular suas políticas monetária e cambial dos efeitos desses ciclos.

<sup>17</sup> Ver “Trading Volume: Strong Start to 2007 in Most Markets”, Futures Industry, May 2007 (<http://www.futuresindustry.org/fi-magazine-home.asp?iss=176&a=1181>, capturado em julho de 2007). Considerando-se somente os derivativos de câmbio vinculados ao real negociados na BM&F, estes ocupavam no primeiro bimestre de 2007 a posição recordista em termos de número de contratos negociados, não somente no âmbito dos mercados organizados dos países emergentes, mas também do segmento de derivativos de câmbio mundial: “BM&Fs U.S. Dollar contract led the sector (i.e., the foreign currency sector) for the second year in a row with a 51,4% increase to 10.97 million contracts. It was follow by CMEs Euro FX contract which rose 22% to 6,73 million contracts”. O número de contratos de câmbio negociados na BM&F correspondia à quase 25% do total de contratos de derivativos de câmbio negociados em mercados organizados neste bimestre (44,

Assim, a principal singularidade do mercado de câmbio brasileiro consiste na dimensão, liquidez e profundidade do seu segmento futuro (os contratos vinculados à taxa de câmbio do real negociados na BM&F), características intrinsecamente vinculadas ao livre acesso dos investidores estrangeiros a esse segmento, que intensificou os canais de transmissão entre as decisões de aplicação desses investidores, a taxa de juros e a taxa de câmbio nominal. É exatamente esse livre acesso que viabiliza as operações de arbitragem entre as negociações *offshore* (NDFs) e *onshore* (BM&F) de derivativos de câmbio. Em outras palavras, devido à inexistência de controles de capitais sobre as transações de não-residentes no mercado organizado de derivativos, são criados “vasos comunicantes” entre esses dois mercados, que contribuem para manter a heterogeneidade de opiniões e, assim, ampliar os volumes negociados na BM&F, já que várias operações nessa bolsa são “espelhos” daquelas realizadas no mercado de NDF. Essa especificidade do mercado de câmbio brasileiro condicionou, igualmente, a gestão da política cambial. A partir de fevereiro de 2005, o BCB decidiu oferecer derivativos de câmbio, denominados *swaps* reversos. Esses instrumentos equivalem à compra de dólar no futuro e à venda de contratos de DI, ou seja, são exatamente o reverso dos *swaps* ofertados nos momentos de depreciação do real, quando os investidores demandavam dólares em troca de reais.

Com as operações de *swaps* reversos, a autoridade monetária posicionou-se na ponta oposta aos investidores estrangeiros nos contratos de câmbio e de juros da BM&F, formando posições compradas em câmbio e vendidas em juros, com o objetivo de, respectivamente: (i) atenuar a pressão de queda do preço do dólar no futuro (ou seja, de apreciação do real); (ii) evitar a distorção na curva de juros provocada pela concentração dos investidores estrangeiros na ponta comprada dos contratos futuros de juros – que exercia pressão baixista sobre os juros futuros. Da mesma forma que as intervenções no mercado de câmbio à vista, a oferta de *swaps* reversos provocou, somente, a redução da velocidade da apreciação do real, evitando a queda abrupta do preço do dólar futuro (e, *pour cause*, do dólar à vista). Dado o diferencial entre o juro interno efetivo e aquele que corresponderia à soma do risco-país com a taxa de juros de menor risco (a chamada “Selic neutra de arbitragem”), sem as intervenções do BCB no mercado futuro a taxa de câmbio se converteria na variável de ajuste e se apreciaria, de forma praticamente instantânea, na intensidade necessária para garantir a vigência da paridade coberta de juros, o que implicaria o fechamento da “janela da arbitragem”. Ao evitar a apreciação da taxa de câmbio nessa intensidade, as expectativas de apreciação do real persistiram e se tornaram auto-realizáveis mediante as operações dos investidores estrangeiros nos mercados futuro e à vista, que persistiram ao longo do primeiro semestre de 2007.

Em suma, de dezembro de 2004 a junho de 2007, período que se caracteriza pelo retorno do BCB ao mercado de câmbio, a atuação da autoridade monetária na ponta compradora dos seus dois segmentos (à vista e futuro) somente logrou reduzir o ritmo de apreciação do real. A trajetória da taxa Selic – que se manteve persistentemente acima do patamar da “Selic neutra da arbitragem” – condicionou, de forma decisiva, os movimentos da taxa de câmbio nominal. Dado o contexto de ampla mobilidade de capitais e existência de mercados de derivativos financeiros amplos e líquidos, a autoridade monetária brasileira não seria capaz de determinar, simultaneamente, as taxas de juros e de câmbio do real. Ao optar pela adoção de uma gestão monetária restritiva para garantir a eficácia da política de metas de inflação, essa autoridade abriu mão, simultaneamente, de qualquer meta relativa à taxa de câmbio nominal, que se tornou a variável determinada do sistema e, ao mesmo tempo, o instrumento central para essa eficácia. Nesse período de abundância de liquidez externa e apreciação do real, o elevado *pass-through* vigente na economia brasileira tornou-se um “aliado” dessa política, dados os efeitos benéficos dessa apreciação sobre a inflação interna.

Assim, não se pode afirmar que a política cambial foi ineficaz nesse período. O BCB não somente tinha plena consciência do papel da apreciação do real para o cumprimento das rígidas metas de inflação, mas a induziu mediante a condução de uma política monetária restritiva (sob o argumento de supostas pressões de demanda). As intervenções tiveram como objetivos conter a volatilidade no mercado de câmbio e, principalmente, de acumular reservas (seja para ampliar o “colchão de segurança” frente a

---

70 milhões, cifra 41,6% superior à registrada no mesmo bimestre do ano anterior). Esse número recorde também está relacionado ao fato de alguns investidores globais utilizarem esses contratos como uma “proxy” de derivativos de moedas emergentes, que são altamente correlacionadas ao real (como a lira turca e o rand sul africano), mas não possuem mercados de derivativos organizados líquidos e profundos.

choques externos, seja para contribuir para a melhora do *rating* externo do país) e ambos foram alcançados com relativo êxito. Como

### 3. Evolução e Determinantes das Reservas Internacionais: um exercício econométrico

Neste item procura-se compreender o comportamento das reservas internacionais do Brasil entre 1995 e 2007, considerando-se a existência de dois regimes cambiais: câmbio administrado (1995-1998) e câmbio flutuante (1999-2007). O principal objetivo é identificar se houve mudanças nos determinantes e no padrão de acumulação das reservas no regime de flutuação suja, relativamente ao regime de bandas cambiais. Como destacado na seção anterior, o principal objetivo das intervenções da autoridade monetária brasileira no mercado de câmbio a partir de dezembro de 2004 foi aquisição de divisas no mercado de câmbio, ou seja, esta acumulação (e não a trajetória da taxa de câmbio) constitui a principal manifestação do “medo de flutuar” no Brasil.

O modelo econométrico utilizado foi um modelo de série de tempo estrutural univariado.<sup>18</sup> Foram utilizadas as seguintes séries<sup>19</sup>: reservas internacionais (RS); saldo do balanço de transação correntes (TC); fluxo líquido de investimento direto (IDE); fluxo líquido de investimento em carteira (IEC). A tabela 3 indica os hiperparâmetros estimados dos componentes não observados da série das RS.

**Tabela 3 Hiperparâmetros estimados para o modelo do logaritmo das Reservas (1995-2007)**

Componentes	Estimativas (10 <sup>-5</sup> )	Razão-Q
$\sigma_{\varepsilon}^2$	0,000	0.0000
$\sigma_{\eta}^2$	571.11	1.0000
$\sigma_{\zeta}^2$	1.1705	0.0020
AR(1)	3.3239	0.0058

Box-Ljung Q(11,7): 13.994 (0.0513)<sup>20</sup>. N-BS: 323.15 (0.0000)

A inclusão de um termo autoregressivo no modelo apresentado na tabela anterior é definida em função da maneira como a série das reservas internacionais brasileiras se movimentam. Ademais, salienta-se que este termo suaviza as alterações no componente de irregularidade. Por consequência, nota-se um comportamento não aleatório em  $\sigma_{\varepsilon}^2$ , definindo que as alterações na dinâmica das RS concentraram-se em mudanças no parâmetro linear (nível) e no parâmetro angular (declividade) da sua tendência, respectivamente,  $\sigma_{\eta}^2$  e  $\sigma_{\zeta}^2$ . Ao se observar o comportamento das inovações estimadas, estabelece-se duas estatísticas: (A) *Box-Ljung* Q(p, q), a qual define um teste de autocorrelação serial nos resíduos estimados; (B) *Bowman-Shenton*, identificando a normalidade da distribuição destes resíduos. A primeira estatística indica não autocorrelação serial nos distúrbios estimados, considerando um nível de significância de 5%. No entanto, com respeito a estatística de *Bowman-Shenton* (N-BS), rejeita-se a hipótese de que a distribuição dos resíduos estimados comporta-se como uma normal. Este resultado estabelece a presença de valores elevados nestas inovações, tornando primordial a observação da sua

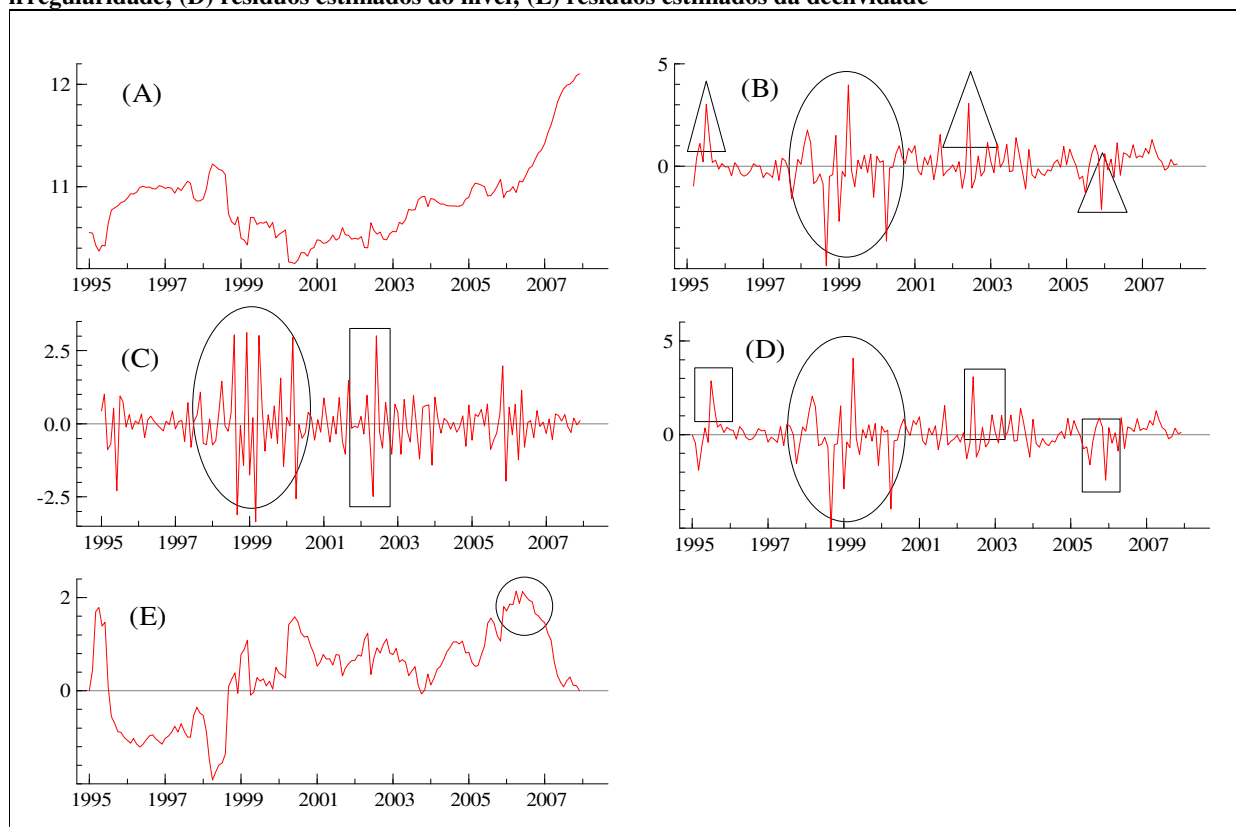
<sup>18</sup> Utilizou-se a metodologia proposta por Harvey e Shephard (1993). Um modelo econométrico de série de tempo univariada constitui-se de um conjunto de observações de uma única variável. Por sua vez, os modelos estruturais seguem a concepção de decompor a séries analisada em seus componentes não observáveis. A grande maioria das séries econômicas é constituída em quatro componentes elementares: (i) tendência; (ii) sazonalidade; (iii) ciclos; e (iv) irregularidades (choques). O melhor ajustamento dos componentes não observáveis no modelo estrutural das reservas internacionais seguiu a abordagem proposta por Harvey e Koopman (2005). Sobre as vantagens dos modelos de série de tempo estrutural univariado, ver Harvey (1989). Sobre a utilização do filtro de *Kalman*, ver Harvey (1998, capítulo 3) ou Hamilton (1994, capítulo 13).

<sup>19</sup> Todas as séries utilizadas tiveram como fonte dados brutos o Banco Central do Brasil ([www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)), seguindo os seguintes tratamentos: (1) Reservas internacionais brasileiras conceito de liquidez internacional (RS): esta série é obtida em US\$ corrente, passando por um ajuste sazonal, em função da possibilidade de sua dinâmica sofrer influência da balança comercial. Ademais, no exercício de decomposição da série em seus componentes não observados implementou-se uma transformação logarítmica; (2) Saldo do balanço de transação correntes da economia brasileira (TC): tem-se este agregado em US\$ correntes, sofrendo um ajuste sazonal pelo motivo já exposto na série das RS; (3) Fluxo líquido de investimento direto no Brasil (IDE): não diferente das séries anteriores, este agregado é obtido em US\$ corrente, não sendo fundamental praticar qualquer ajuste sazonal; e (4) Fluxo líquido de investimento em carteira no Brasil (IEC): esta série, também, tem sua unidade em US\$ correntes, não estabelecendo qualquer ajuste sazonal.

<sup>20</sup> Teste para correlação serial dos resíduos, baseado nas primeiras 11 autocorrelações residuais, levando em conta uma distribuição Q-quadrado com 7 graus de liberdade.

dinâmica. O gráfico 2 apresenta, (A) o comportamento das RS; (B) as inovações estimadas do modelo; (C) os resíduos estimados do componente irregularidade; (D) os resíduos estimados do nível da tendência; (E) e os resíduos estimados da declividade da tendência. São explicitados os períodos de maior volatilidade nas inovações estimadas (painel B). Não por coincidência existe grande volatilidade entre os meses de 1997/10 e 1999/4, período delimitado pelas crises financeiras nos mercados emergentes (1997/10 – Ásia; 1998/08 – Rússia; 1999/01 – Brasil). Porém, os meses de maior *stress* localizam-se entre 1998/09 e 1999/04, período de crise e mudança do regime cambial brasileiro. Além desses períodos, notam-se movimentos isolados na volatilidade destas inovações em 1995/03 e 1995/07, associadas às incertezas geradas pela crise mexicana e, em seguida, a recuperação das reservas. Outros pontos de grande volatilidade surgem em 2000/04, junto com a crise argentina, 2002/06 (período pré-eleitoral ou efeito-Lula) e 2005/12.

**Gráfico 2: (A) Comportamento das reservas internacionais em logaritmo; (B) inovações; (C) resíduos estimados da irregularidade; (D) resíduos estimados do nível; (E) resíduos estimados da declividade**



Ao se comparar os painéis B e D percebe-se que as inovações são significativamente influenciadas pela dinâmica dos resíduos estimados do nível da tendência da série das RS. Tanto a dinâmica quanto a amplitude dos dois distúrbios são semelhantes. No que tange a amplitude dos resíduos estimados dos componentes não observados da série das RS, salienta-se que a maior delas está localizada no parâmetro angular da tendência. Indica-se, portanto, que as mudanças no movimento das RS ocorrem de forma abrupta, ou seja, a partir de quebra no nível da tendência desta série, não na sua declividade, sugerindo uma dinâmica do tipo *sudden stop* (Calvo, Izquierdo e Talvi, 2006). Manifesta-se, todavia, um ponto elevado nos resíduos estimados da declividade da tendência no mês de 2006/04, sendo que, os períodos de grande volatilidade nas inovações estimadas do componente irregularidade são praticamente os mesmos que apontados para os resíduos estimados do nível da tendência. Em virtude da maior amplitude deste último, delimita-se uma quebra de nível como predominante.

A tabela 4 caracteriza os meses factíveis de alterações substâncias no comportamento das RS. Consta-se que a inclusão das variáveis binárias nos meses indicados com valores extremos, considerando dois desvios-padrões, produz um correto ajustamento dos resíduos estimados. Ou seja,

verifica-se uma distribuição normal para estas inovações. Além disso, considerando um nível de significância estatística de 5%, rejeita-se a hipótese de que os parâmetros estimados para todas as variáveis binárias propostas são iguais à zero. Confirmando que o componente não observado que influência de maneira expressiva os movimentos das RS é o nível de sua tendência, independente do regime cambial.

**Tabela 4. Estimativas dos componentes binários para o modelo do logaritmo das Reservas (1995-2007)**

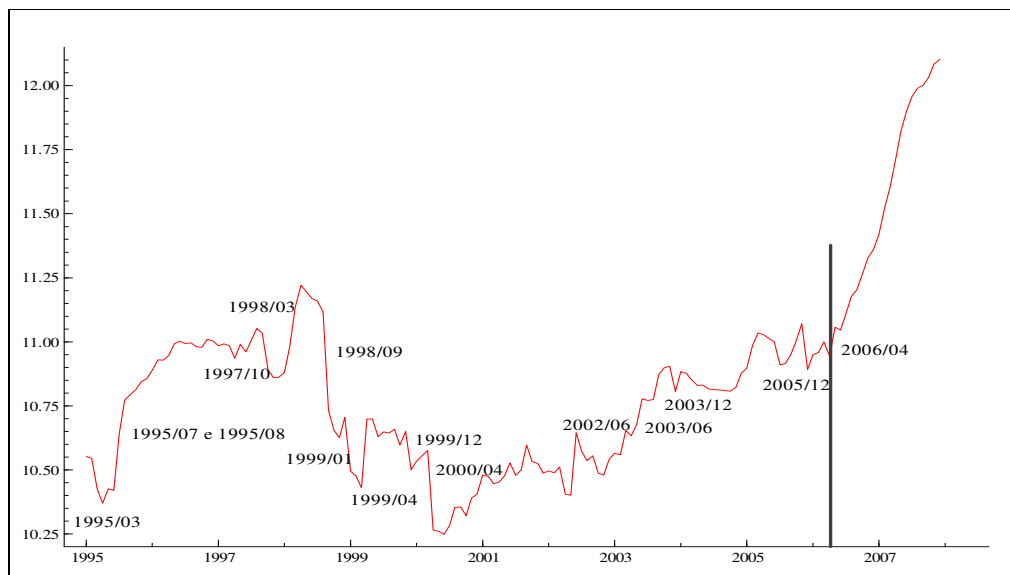
COMPONENTES	Coefficiente	Estatística-t	p-valor
Dummy Irregularidade (1998/04)	0.07980	2.8378	0.0052
Dummies Nível (1995/03)	-0.13216	-3.324	0,0011
Dummies Nível (1995/07)	0.23176	5.8462	0.0000
Dummies Nível (1995/08)	0.12577	3.1725	0.0018
Dummies Nível (1997/10)	-0.12438	-3.1376	0.0020
Dummies Nível (1998/03)	0.14100	3.5462	0.0005
Dummies Nível (1998/09)	-0.40070	-10.108	0.0000
Dummies Nível (1999/01)	-0.23975	-6.0299	0.0000
Dummies Nível (1999/04)	0.29051	7.2915	0.0000
Dummies Nível (1999/12)	-0.16135	-4.0377	0.0001
Dummies Nível (2000/04)	-0.28999	-7.2785	0.0000
Dummies Nível (2002/06)	0.25808	6.4867	0.0000
Dummies Nível (2003/06)	0.11402	2.8659	0.0047
Dummies Nível (2003/12)	-0.11151	-2.7905	0.0059
Dummies Nível (2005/12)	-0.19044	-4.7658	0.0000
Dummies Declividade (2006/04)	0.052275	5.6526	0.0000

Box-Ljung Q(11,7): 10.974 (0.1398).

N-BS: 1.5549 (0.4596)

Outro resultado importante é a constatação de que estatisticamente a taxa de crescimento da acumulação de reservas não se alterou até 2006/04, estabelecendo, após este mês, uma aceleração no acúmulo de RS, mesmo com a economia brasileira operando em regime cambial flutuante. Vale dizer, tanto nos regimes de câmbio administrado, quanto no regime de câmbio flutuante o padrão de acumulação de reservas foi semelhante (até 2006/04). Depois de 2006/04, acelera-se a variação de reservas, a despeito do regime de câmbio formal ser de livre flutuação, conforme destacado no item 3 deste trabalho. O gráfico 3 assinala as alterações acontecidas na série das RS.

**Gráfico 3. Logaritmo das reservas internacionais brasileiras (1995-2007)**



Faz-se essencial particularizar a dinâmica da série das RS exibida no gráfico 3, conjuntamente com o sinal dos parâmetros alcançados pelos componentes binários apresentados na tabela 4. O primeiro período delimitado é a queda no nível das RS ocorrido em 1995/03, demarcado pela crise mexicana, logo após, tem-se dois meses de forte recuperação (1995/07 e 1995/08). A crise asiática está claramente marcada com a mudança de nível da série em análise no mês de outubro de 1997. Novamente, em seguida, particularizado em 1998/03, um forte aumento no volume de RS. A partir desse último mês decorre-se uma seqüência de expressivas contrações no nível da série decomposta, tal que em 1999/04 tem-se uma alteração positiva. Estes movimentos de deterioração das RS estariam ligados às crises financeiras no mercado russo e brasileiro. A crise argentina, por sua vez, torna-se evidente nas perdas de

reservas acontecidas em 1999/12 e, principalmente, em 2000/04. Até o mês de dezembro de 2003 observam-se movimentos de alterações positivas no nível das RS, sendo que, nesse mês e em 2005/12 há pequenas mudanças negativas nesta série. Esta insignificante queda de nível não chega a afetar de forma destacada a dinâmica das RS, isto porque, no mês de 2006/04 indica-se uma forte mudança na taxa de crescimento deste agregado, acelerando substancialmente a acumulação de RS.

Até aqui, a análise estatística da série temporal reservas internacionais reforça a intuição da análise precedente de que os ciclos de liquidez exogenamente determinados têm influência no comportamento das intervenções oficiais nos mercados cambiais do Brasil, aqui capturados por meio da variação das reservas oficiais. Deve-se ressaltar que, tomando por base os modelos de livro-texto, seria de se esperar que, depois de 1999, quando da implantação do regime de livre flutuação cambial, a acumulação de reservas perdesse ímpeto. Não somente isto não ocorre, como, a partir de 2006, há uma quebra estrutural na série que sugere uma aceleração da acumulação. Isto coincide com a estratégia do Banco Central de melhor o perfil de solvência externa do país em um momento de auge do ciclo de liquidez internacional.

Assim, já caracterizado a série das RS em seus componentes não observados, o próximo exercício visa a delimitação dos condicionantes desta variável para o Brasil no período janeiro/1995 a dezembro/2007<sup>21</sup>. Como já destacado, foram percebida duas alterações relevantes no movimento da série das RS: (1) uma forte volatilidade entre os meses de 1998/09 e 1999/04; e (2) uma alteração na taxa de crescimento da acumulação das RS somente a partir de 2006/04. Ao considerar estes movimentos circunscrevem-se três periodicidades para a dinâmica do agregado econômico em análise. A primeira periodicidade inicia-se no mês de 1995/01 estendendo-se até o mês de 1998/08. Já o segundo período comporta os meses entre 1999/05 e 2006/03. Por fim, o último período inicia-se no mês de 2006/04 limitando-se até o mês de 2007/12. Com respeito a esta última periodicidade, nota-se um número de meses relativamente pequeno para a implementação do exercício econométrico proposto nesta seção. Utiliza-se a associação entre o segundo e o terceiro período na aplicação do método econométrico, controlando a mudança de declividade na série das RS, com a adição de variáveis binárias. Com efeito, o modelo estatístico que busca definir os condicionantes estruturais das RS brasileiras será empregado em dois períodos: entre os meses de 1995/01 até 1998/07 e; iniciando-se no mês 1999/05, finalizado no mês de 2007/12. A equação (1) identifica o modelo básico, considerando uma equação em nível, a ser estimado.

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

Onde: TC representa o saldo da balança de transações correntes; IDE é a entrada líquida de investimento direto estrangeiro; IEC denota o saldo líquido do investimento estrangeiro em carteira; e  $\varepsilon$  simboliza os efeitos das variáveis não incluídas no modelo proposto<sup>22</sup>.

A execução dos testes de raiz unitária nas séries indicadas na equação (1), respeitando o primeiro período estabelecido, aponta que a série das RS é a única que apresenta grau de cointegração de 1ª ordem, ou seja, conclui-se pela presença de raiz unitária<sup>23</sup>. Para todas as outras séries tem-se a não presença de raiz unitária, sendo estas I(0)<sup>24</sup>. A caracterização de séries I(1) e I(0) estipula a necessidade de se utilizar a equação (1) em diferença:

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

Em um primeiro momento, estima-se a equação (2) não considerando as quebras citadas no exercício de decomposição da série das RS em seus componentes não observados. Em seguida, incluíram-se as variáveis binárias já assinaladas, observando as alterações advindas. Por consequência, a tabela 5,

<sup>21</sup> Aizenman e Marion (2003, 2004), Aizenman, Lee e Rhee (2004) e Aizenman e Lee (2005) inspiram o exercício desta seção.

<sup>22</sup> Lembra-se que está tratando de modelos de determinação e, por consequência, não se pretende prever os movimentos das reservas, sendo mais claro caracterizar  $\varepsilon$  como variáveis omitidas.

<sup>23</sup> Ver Enders (2004)

<sup>24</sup> Estas respostas estatísticas encontradas, independem do teste especificado, Dickey-Fuller ampliado (ADF), ou Phillips-Perron (PP). Os resultados podem ser disponibilizados sob encomenda.



apresenta os resultados estatísticos do modelo definido acima sem inclusão de *dummies*, considerando o período marcado entre os meses de 1995/01 até 1998/08.

**Tabela 5: Modelo para as RS sem inclusão de variáveis binárias (1995/01 – 1998/08)**

VARIÁVEL	$\beta_i$	<i>t-student</i>	<i>p-valor</i>
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

R<sup>2</sup>: 0.52347

Critério de Informação de Akaike: 18.46272

Critério de Informação de Schwartz: 18.66958

Durbin-Watson: 1.8507

Heterocedasticidade de White: 3.2523 (0.7766)

Nota-se a inclusão de um termo AR(1) buscando a corrigir a autocorrelação serial nos resíduos estimados. Não obstante, a estatística de *Durbi-Watson* (D-W) encontra-se em uma região de indefinição<sup>25</sup>. No que tange aos componentes que acabam por influenciar as variações nas RS, nos termos deste primeiro modelo estimado, tem-se o IEC e o TC, sendo que, o valor estimado do parâmetro associado a primeira variável é superior ao da segunda. Este resultado estabelece uma influência maior aos movimentos de capitais destinados ao investimento estrangeiro em carteira na determinação das variações das RS, mais uma vez indo ao encontro dos argumentos da seção 3.

A tabela 6 caracteriza as estatísticas do modelo estimado para o primeiro período, considerando as alterações de nível da tendência da série das RS, identificadas anteriormente. Foram introduzidas *dummies* de mudança de nível a partir de 1995/03; 1995/07; 1995/08; 1997/10 e 1998/03. Salienta-se, porém, que está se trabalhando com séries em diferenças, e o teste de mudança estrutural no parâmetro linear da tendência foi aplicado na série em nível. Nesse sentido, considerando a caracterização da expressão (2), tem-se variáveis binárias pontuais, ou seja, o valor unitário apenas no mês da mudança de comportamento da série. Com isso uma alteração no parâmetro linear da série em nível (*dummies* de nível), torna-se um simples choque na série em diferença.

**Tabela 6. Modelo para as RS com inclusão de variáveis binárias (1995/01 – 1998/08)**

VARIÁVEL	$\beta_i$	<i>t-student</i>	<i>p-valor</i>
Constante	475.54	1.5187	0.1381
$\Delta(TC)$	0.4722	1.8125	0.0787
$\Delta(IDE)$	0.3749	0.9424	0.3526
$\Delta(IEC)$	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

R<sup>2</sup>: 0.70484

Critério de Informação de Akaike: 18.14289

Critério de Informação de Schwartz: 18.51151

Durbin-Watson: 1.8284

Heterocedasticidade de White: 6.9518 (0.80297)

Novamente a estatística de D-W encontra-se em uma região intermediária, mas, a execução do teste de B-G estabelece uma estatística de 0.1692 com um *p-valor* de 0.6808, definindo a rejeição de autocorrelação serial das inovações estimadas. O teste de H-W determina a rejeição do comportamento heterocedástico dos resíduos. Os critérios de informação de *Akaike* e *Schwartz* e o R<sup>2</sup> apontam um melhor ajustamento deste modelo aos dados, quando confrontado ao apresentado na tabela 5. No entanto, as variáveis que eram consideradas estatisticamente significativas na explicação dos movimentos das RS a

<sup>25</sup> Implementou-se, então, o teste de *Breusch-Godfrey* (B-G) para correlação serial, prescrevendo uma estatística de 0,7090 com um *p-valor* de 0,3998, rejeitando-se a presença de autocorrelação nos resíduos estimados. Além disso, o teste de heterocedasticidade de *White* (H-W) não rejeita a homocedasticidade das inovações estimadas. Portanto, especifica-se um comportamento dos resíduos de acordo com as hipóteses da estatística clássica.

um nível de 5% necessitam, agora, um nível de significância estatístico de 10%. Ou seja, respeitando um nível de significância menos tolerante, os choques ocasionados pelas crises internacionais explicam melhor o comportamento das RS do que as contas da balança de pagamentos do Brasil. Respeitando, portanto, uma significância estatística de 10%, as mesmas variáveis que foram determinantes na explicação das variações das RS no modelo exposto na tabela 5 continuam apresentando a mesma propriedade. Salienta-se, porém, que o valor do parâmetro relacionado com IEC tornou-se menor do que o verificado para TC. Em outras palavras, ao se controlar os movimentos de quebra de nível do agregado analisado o saldo na balança de transações correntes é mais relevante do que o movimento de entrada líquida de investimento em carteira na elucidação das variações das RS. Por conseqüência, os choques de acumulação ou perda de reservas, expressos nas *dummies*, estão mais associados aos movimentos oriundos IEC do que TC, no período compreendido entre 1995/01 e 1998/08. Por fim, nota-se que os sinais encontrados nas variáveis binárias listadas neste modelo são idênticos aos estabelecidos no exercício de decomposição das RS em seus componentes não observados, corroborando o eficiente ajustamento das estatísticas apresentadas na tabela 6.

Aplica-se o mesmo exercício para o segundo período, 1995/05 a 2007/12. Com respeito ao grau de cointegração das séries selecionadas, verifica-se que a série das RS é I(1), independentemente do teste de raiz unitária aplicado. Já os testes aplicados nos agregados TC e IEC apresentaram divergências. Utilizando-se da estatística ADF as duas séries são I(1), ao passo que, pelo método de PP estas se manifestam como I(0). Na série IDE os dois testes indicam a não presença de raiz unitária<sup>26</sup>. Portanto, nesta segunda periodicidade delimita-se o exercício econométrico estruturado de acordo com a expressão (2). Os resultados da tabela 7 não incorporam as variáveis binárias, e nota-se a necessidade da imposição de um termo AR(1) na estrutura proposta objetivando corrigir a autocorrelação serial estabelecida nos resíduos estimados. Além disso, está especificação não manifesta o problema da heterocedasticidade nas inovações. No que tange as variáveis importantes na determinação das variações das RS, a única que apresentou relevância estatística foi o IEC, considerando um nível de significância de 10%.

**Tabela 7. Modelo para as RS sem inclusão de variáveis binárias (1999/05 – 2007/12)**

VARIÁVEL	$\beta_i$	t-student	p-valor
Constante	1348.19	2.2418	0.0272
$\Delta(TC)$	0.5014	1.5744	0.1186
$\Delta(IDE)$	0.0232	0.2202	0.8262
$\Delta(IEC)$	0.2136	1.8940	0.0612
AR(1)	0.4142	4.4768	0.0000

R<sup>2</sup>: 0.2034

Critério de Informação de Akaike: 19.23801

Critério de Informação de Schwartz: 19.36668

Durbin-Watson: 2.1977

Heterocedasticidade de White: 7.07613 (0.3138)

O próximo modelo estimado leva em consideração as alterações advindas na série das RS, demonstradas no exercício de decomposição desse agregado. Ali se percebeu a alteração na taxa de crescimento do volume de RS a partir de 2006/04, levando à introdução de uma *dummy* de alteração na declividade no modelo estatístico a ser caracterizado<sup>27</sup>. A tabela 8 expõe os resultados estatísticos atingidos com esta nova especificação.

**Tabela 8. Modelo para as RS com inclusão de variáveis binárias (1999/05 – 2007/12)**

VARIÁVEL	$\beta_i$	t-student	p-valor
Constante	591.87	1.417	0.1599
$\Delta(TC)$	0.2466	1.0440	0.2993
$\Delta(IDE)$	0.0415	0.5444	0.5875

<sup>26</sup> Os resultados dos testes de raiz unitária podem ser disponibilizados por encomenda.

<sup>27</sup> Lembra-se que, uma variável binária de declividade em uma arquitetura econométrica em diferença torna-se uma *dummy* de nível, implicando a introdução do elemento '1' após o período delimitado, tal que antes tem-se uma sucessão de zeros.

$\Delta(IEC)$	0.1923	2.3504	0.0208
DU 1999/12	-6912.95	-2.9300	0.0043
DU 2000/04	-10306.72	-4.3867	0.0000
DU 2002/06	9636.61	4.1338	0.0001
DU 2003/06	3880.25	1.6515	0.1021
DU 2003/12	-6710.77	-2.8756	0.0050
DU 2005/12	-12398.99	-5.2673	0.0000
DU 2006/04	4691.50	5.2545	0.0000
AR(1)	0.3359	3.2719	0.0015

R<sup>2</sup>: 0.6486

Critério de Informação de Akaike: 18.55682

Critério de Informação de Schwartz: 18.86564

Durbin-Watson: 2.0656

Heterocedasticidade de White: 41.2922 (0.0000)

Não obstante a não presença de autocorrelação serial nos resíduos estimados após o ajuste desse componente via emprego de um termo AR(1), esta caracterização apresenta os resíduos não homocedásticos. Esta dificuldade não impede, ao se comparar os resultados desse modelo com o particularizado na tabela 7, destacar um melhor ajuste dos dados. Ademais, não diferente do resultado anterior, a única variável que indicou significância estatística na determinação das variações das RS foi o IEC. Todavia, faz-se necessário buscar a ponderação do problema da heterocedasticidade na distribuição dos resíduos estimados através de inclusão de uma matriz de *White*. Esta nova especificação econométrica é apresentada na tabela a seguir:

**Tabela 9. Modelo para as RS com inclusão de variáveis binárias e matriz de *White* (1999/05 – 2007/12)**

VARIÁVEL	$\beta_i$	t-student	p-valor
Constante	591.87	1.7680	0.0804
$\Delta(TC)$	0.2466	1.1089	0.2704
$\Delta(IDE)$	0.0415	0.6153	0.5399
$\Delta(IEC)$	0.1923	1.4505	0.1504
DU 1999/12	-6912.95	-12.4519	0.0000
DU 2000/04	-10306.72	-17.2839	0.0000
DU 2002/06	9636.61	6.4099	0.0000
DU 2003/06	3880.25	8.1172	0.0000
DU 2003/12	-6710.77	-5.5780	0.0000
DU 2005/12	-12398.99	-10.2520	0.0000
DU 2006/04	4691.50	3.3512	0.0012
AR(1)	0.3359	2.6354	0.0099

R<sup>2</sup>: 0.6486

Critério de Informação de Akaike: 18.55682

Critério de Informação de Schwartz: 18.86564

Durbin-Watson: 2.0656

Heterocedasticidade de White: 41.2922 (0.0000)

### Considerações Finais

Este artigo procurou evidenciar em que medida a gestão do regime de câmbio flutuante no Brasil se aproxima (ou não) da tendência entre as principais economias emergentes de adotar, na prática, a estratégia da “flutuação suja”. A existência de um ambiente financeiro internacional marcado por ciclos de otimismo/pessimismo e, portanto, de movimentos de *boom and bust* – exogenamente determinados – provocaria reações como o medo de flutuar ou a acumulação precaucional de reservas internacionais. Os exercícios econométricos realizados sugerem que: (i) o padrão de acumulação de reservas foi estatisticamente semelhante nos períodos em que vigorou um regime de câmbio administrado (1995-1998) e flutuante (1999-2006); (ii) a partir de abril 2006 há uma importante quebra estrutural, com a aceleração na acumulação de reservas; (iii) os ciclos financeiros exogenamente determinados parecem influenciar a evolução das reservas; e (iv) os fluxos de capitais afetariam mais as reservas do que os fluxos de bens, serviços e rendas (conta corrente).

Procurou-se, igualmente, evidenciar algumas especificidades institucionais do caso brasileiro, dentre as quais o elevado grau de profundidade dos mercados derivativos, o que torna a taxa de câmbio um preço muito mais sensível àqueles ciclos. Ademais, mostrou-se que a gestão do regime de câmbio flutuante no Brasil vem se subordinando ao objetivo mais geral da estabilização dos preços – ou seja, ao regime de metas de inflação – o que não é específico ao país. Nessa perspectiva, ao negligenciar o

patamar da taxa de câmbio enquanto meta de política após 2003, a gestão cambial abriu mão de defender a competitividade externa das exportações, estratégia que parece ser perseguida, de forma recorrente pelas economias asiáticas (Dooley, Folkerts-Landau e Garber, 2005; Aizenman e Lee, 2005). Considerando análises com a de Rodrik (2007) tal opção pode significar um risco, mesmo que no médio prazo, para a sustentação de superávits comerciais e em transações correntes suficientemente robustos para permitir redução de forma permanente e sustentável da vulnerabilidade externa do país.

Do ponto de vista da estratégia de intervenções oficiais no mercado cambial utilizada pelo BCB (e, portanto, de acumulação de reservas), pode-se destacar seu elevado custo fiscal, na margem (e em termos absolutos). Vale indagar se, no âmbito do mesmo arranjo de política econômica, a autoridade monetária brasileira poderia ser recorrido a um *mix* distinto de instrumentos nos mercados à vista e de derivativos. Isto porque, os *swaps* reversos, ao contrário das aquisições de divisas no mercado à vista, não resultam em ampliação da liquidez em moeda estrangeira (um objetivo positivo da política cambial após 2004), mas implicam, igualmente, custos fiscais elevados para o Tesouro, associados ao patamar da taxa Selic e à trajetória de desvalorização do dólar. O BCB poderia ter optado por adotar uma estratégia de intervenção no mercado de câmbio à vista que exercesse uma maior influência sobre a trajetória de apreciação da taxa de câmbio (para atenuar seu ritmo) e, com isso, recorrer menos a esses derivativos. Ou substituí-los por operações no mercado futuro da BM&F. Essas operações, apesar de menos transparentes que o uso de *swaps* (realizados via leilões), seriam mais eficazes em atenuar a queda do preço do dólar no futuro, com a vantagem suplementar de terem um custo equivalente à taxa básica de juros somente se a intervenção for bem-sucedida (enquanto o prêmio da taxa de câmbio futuro sobre a taxa à vista persistir inferior à taxa Selic para o período, o custo da intervenção também o será).

## 6. Referências Bibliográficas

- AIZENMAN, J., LEE, J. *International Reserves: precautionary versus mercantilist views, theory and evidence*. Working Paper 05/198. Washington, DC: International Monetary Fund, 2005.
- AIZENMAN, J; MARION, N. The high demand for international reserves in the Far East: what's going on? *Journal of the Japanese and International Economies* 17, 370–400, 2003.
- ARCHER, David. Foreign exchange market intervention: methods and tactics, *BIS Papers* no. 24, may, 2005. Basle: Bank of International Settlement.
- BCB – Banco Central do Brasil. *Relatório Anual*, 2000. Disponível em: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br).
- BIS. *Financial Globalisation*. BIS Papers n. 32, December. Basle, Bank for International Settlements, 2006.
- CALVO, G.; REINHART, C. Fear of floating. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v.117, n.2, p.379–408, May 2002.
- DOOLEY, M. P., FOLKERTS-LANDAU, D., GARBER, P. *International Financial Stability*, Deutsche Bank, 2005. Disponível em: <http://econ.ucsc.edu/~mpdl/>. Acesso em: 01 mar. 2007.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*, second ed. New York: John Wiley & Sons, 2004.
- EUROPEAN CENTRAL BANK. *The accumulation of foreign reserves. International Relations Committee Task Force*. Occasional Paper Series n. 43, February, 2006.
- FLOOD, R.; MARION, N. *Holding International Reserves in an Era of High Capital Mobility*, IMF Working Paper, n. 62, 2002.
- GREENSPAN, A. *Currency Reserves and Debt*. Remarks Before the World Bank Conference on Recent Trends in Reserves Management, Washington, D.C., April 29, 1999.
- GREENVILLE, S. Exchange Rate Regimes for Emerging Markets, *BIS Review* n. 97, 2000.
- GUIDOTTI, P. E.; STURZENEGGER, F.; VILLAR, A. *On the Consequences of Sudden Stops*, *Economia*, Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association (Spring/2004), 2004.
- HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1994.
- HARVEY, A. C. e SHEPHARD, N. Structural Time Series Models. In: MADDALA, G. S., RAO, C. R. e VINOD, H. D., *Handbook of Statistics*, Vol. 11, cap. 10, Elsevier Science Publishers B. V., 1993.
- HARVEY, A. C. *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, 1989.

- HARVEY, A.; KOOPMAN, S. J. Diagnostic Checking of Unobserved-Components Time Series Models. In: Harvey, A. e Proietti, T. (Eds). *Readings in Unobserved Components Models*. Oxford University Press, 2005.
- HAUNER, D. A *Fiscal Price Tag for International Reserves*. IMF Working Paper WP/05/81, April 2005. Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2005/wp0581.pdf>. Acesso em: 03 mar. 2007.
- HAUSMANN, R.; PANIZZA, U.; STEIN, E. *Why Do Countries Float the Way they Float?* Inter-American Development Bank, Working Paper 418, May, 2000.
- IMF. *World Economic Outlook*, October Washington DC: International Monetary Fund, 2007.
- ISARD, P. *Globalization and the International Financial System*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- JEANNE, O., RANCIÈRE, R. *The Optimal Level of International Reserves for Emerging Market Countries*: formulas and applications. IMF Working Paper 06/229. Washington, DC: International Monetary Fund, 2006.
- McCULLEY, P., TOLOUIL, R. *Perils of Plenty*: com foreign reserves growth forever? Global Central Banks Focus, November. New York: PIMCO, 2007([www.pimco.com](http://www.pimco.com)).
- MIHALIJEK, D. Survey of central banks views on effects of intervention, *BIS Papers* no. 24, may, 2005. Basle: Bank of International Settlement.
- MOHANTY, M.S., SCATIGNA, M. Has Globalisation Reduced Monetary Policy Independence? In: *BIS Papers* n. 23 (op. cit.), 2005.
- MORENO, R. Motives for intervention. In: BIS. *Foreign exchange market intervention in emerging markets: motives, techniques and implications*, BIS Papers no. 24, may, 2005. Basle: Bank of International Settlement.
- MOSER-BOEHM, P. Governance aspects of foreign exchange interventions. In: BIS. *Foreign exchange market intervention in emerging markets: motives, techniques and implications*, BIS Papers no. 24, may, 2005. Basle: Bank of International Settlement.
- RODRIK, D. *The Real Exchange Rate and Economic Growth*: theory and evidence, July, 2007 (<http://ksghome.harvard.edu/~drodrik/papers.html> - acesso em Dezembro de 2007).
- SOTO, P., GARCÍA, C. Large Hoardings of International Reserves: Are They Worth It? In CABALLERO, R., CALDERÓN, C., CÉSPEDES, L.F. *External Vulnerability and Preventive Policies*. Santiago de Chile: Banco Central de Chile, 2006.
- SOUZA, F. E. P. Sem Medo de Flutuar? O Regime Cambial Brasileiro Pós-1998. *Estudos Econômicos* (IPE/USP), São Paulo, v. 35, p. 519-545, 2005.
- SOUZA, F. E. P., HOFF, C. R. O Regime Cambial Brasileiro: sete anos de flutuação. BERLINSKI, J., SOUZA, F. E. P., CHUDNOVSKY, D., LÓPEZ, A. (org). *15 Anos de Mercosur*. Zonalibro, 2006
- UNCTAD. *Trade and Development Report - 2007*. Geneve: United Nations Conference on Trade and Development, 2007.
- WEI, W. W. S. *Time Series Analysis*: univariate and multivariate methods, Addison Wesley; 2 edition, 2005.