

Ajuste das contas externas e demanda precaucional por reservas no Brasil*

André Moreira Cunha**

Professor do PPGE-UFRGS e Pesquisador do CNPq

Daniela Magalhães Prates***

Professora do Instituto de Economia da Unicamp e
Diretora Adjunta do Cecon-Unicamp

Marcos Tadeu Caputi Lélis****

Mestre em Economia pelo IE-UFRJ, Doutorando
do PPGE-UFRGS e Professor da Unisinos

Resumo

Nos últimos anos, a economia brasileira vem experimentando um processo intenso de ajuste das contas externas. Depois de uma década de déficits, o País tem tido superávits em conta corrente. A dívida externa vem diminuindo, e os indicadores de vulnerabilidade externa melhoraram. Em paralelo, o Banco Central do Brasil (Bacen) tem adotado uma estratégia mais intervencionista nos mercados cambiais, a despeito de adotar “de jure” um regime de câmbio flutuante. Isso parece refletir um típico comportamento defensivo associado à demanda precaucional por reservas. A literatura teórica e empírica argumenta que a demanda precaucional por reservas é um comportamento racional em um mundo de mercados financeiros voláteis. Foram encontradas algumas evidências de que o Bacen tem adotado esse tipo de estratégia.

Palavras-chave: política cambial; gestão de reservas; Banco Central.

Abstract

Over the last few years the Brazilian economy has experienced a remarkable external accounts adjustment. After a decade of huge current account deficits the country has had surpluses. External debt has diminished and liquidity and solvency external indicators have improved.

* Artigo recebido em 21 set. 2006.

Os autores agradecem o apoio financeiro do CNPq na pesquisa **Crises Financeiras e Gestão Macroeconômica: As Experiências da Coréia do Sul e Brasil**. Este trabalho explora alguns dos seus resultados.

**E-mail: amcunha@hotmail.com

***E-mail: daniprates@eco.unicamp.br

****E-mail: mcaputi@uol.com.br

At the same time, Central Bank has adopted more interventionist strategies in foreign exchange markets, despite a de jure free-floating regime. This seems to reflect a defensive precautionary reserves accumulation strategy. Theoretical and empirical literature has argued that precautionary reserves demand can be a rational strategy in a world of financial instability. We found evidences that Brazilian Central Bank has adopted such kind of strategy.

1 Introdução

O ajuste das contas externas vem-se revelando como um dos aspectos mais marcantes da evolução recente da economia brasileira. Se, entre 1995 e 2002, o País experimentou significativos déficits em conta corrente, que se traduziram em ampliação dos passivos externos, depois de 2003 tal quadro reverteu-se de forma sensível. A partir da adoção do regime de câmbio flutuante, a conta corrente do balanço de pagamentos (BP) passou a reagir positivamente aos estímulos de uma moeda mais competitiva e, depois de 2003, de um ambiente internacional mais favorável.

Na atual etapa de desenvolvimento das economias capitalistas, onde há uma crescente interpenetração dos mercados e o predomínio de um ambiente de desregulamentação, especialmente no setor financeiro, o principal determinante da evolução dos BPs dos países, de forma geral, tem sido o desempenho da conta financeira. No caso dos países periféricos — como o Brasil — com um elevado passivo externo (seja de curto, seja de médio e longo prazos), essa relação de causalidade é ainda mais acentuada. Isto porque esses países dependem do ingresso de fluxos líquidos de capitais privados para fechar suas contas externas, os quais são altamente voláteis. A volatilidade dos fluxos de capitais direcionados para os países emergentes não está associada somente ao fato de esses fluxos serem determinados, em última instância, por uma dinâmica exógena e intrinsecamente instável — aquela dos mercados financeiros internacionais globalizados, que depende, por sua vez, da fase do ciclo econômico e do patamar das taxas de juros dos países centrais —, mas também à sua forma particular de inserção nesses mercados. Por um lado, apesar do crescimento do volume absoluto dos fluxos de capitais direcionados para esses países nos anos 90 do século XX, a sua participação nos fluxos globais ainda é marginal, o que os torna mais vulneráveis às mudanças nas expectativas dos investidores estrangeiros, uma vez que a venda das moedas e dos ativos financeiros emitidos por esses países tem efeitos igualmente marginais sobre a rentabilidade dos portfólios desses agentes. Por outro

lado, os títulos emitidos pelos países emergentes, principalmente por aqueles com maior prêmio de risco, classificados como sem grau de investimento (*sub-investment grade*) pelas agências de *rating*, integram um mercado mais amplo, o de papéis de alta rentabilidade (*high yield bonds*), cuja dinâmica é inerentemente especulativa e, conseqüentemente, volátil (World Bank, 2005; Prasad et al., 2003; Global Financial Stability Rep., 2003; Eichengreen, 2004; Dooley; Folkerts-Landau; Garber, 2005).

Depois das crises financeiras do México (1994) e da Ásia (1997-98), a ampliação na demanda precaucional por reservas por parte das autoridades monetárias tem sido um componente marcante das estratégias macroeconômicas dos países emergentes (Aizenman; Lee; Rhee, 2004; Dooley; Folkerts-Landau; Garber, 2004 e 2005; Eichengreen, 2004). Mesmo com a adoção de regimes cambiais de livre flutuação — ao menos *de jure* —, as intervenções constantes e, em alguns casos, expressivas, através da compra de divisas, pareceram responder a dois determinantes estreitamente vinculados: (a) a busca de redução na vulnerabilidade externa, pela ampliação da capacidade potencial de sustentação da liquidez externa por meio do aumento do estoque de reservas oficiais; e (b) o “medo de flutuar”, vale dizer, a tentativa de sustentação da taxa de câmbio em níveis contrários aos que seriam produzidos por condições competitivas dos mercados cambiais. Entre 1998 e 2002, tal padrão foi mais nítido no caso das economias asiáticas, todavia, depois de 2003, várias economias latino-americanas parecem estar replicando a estratégia asiática de acumulação de reservas com vistas à modificação do perfil de liquidez e solvência externa (World Econ. Outlook, 2006; BIS, 2006). O Brasil encaixa-se nesse quadro mais geral, por apresentar uma melhoria sensível em sua conta corrente e nos indicadores externos que medem o grau de vulnerabilidade financeira, conforme é analisado no item 2.

Assim, o presente trabalho procura, para o caso brasileiro recente: (a) analisar o ajuste das contas externas depois da mudança de regime cambial, em 1999; e (b) verificar se tal mudança alterou o padrão de acumulação das reservas internacionais. Como se sabe, em um

modelo puro de livre flutuação, não há a necessidade de as autoridades monetárias manterem reservas. Todavia a literatura recente tem sugerido que, no contexto das finanças globalizadas e desregulamentadas, a demanda precaucional por reservas pode ser uma estratégia racional. Assim, analisa-se, no item 3, a evolução das reservas internacionais em dois subperíodos, que coincidem com os regimes de câmbio administrado e flutuante, seus principais determinantes e dinâmica. Consta-se que a taxa de crescimento da tendência das reservas não se alterou significativamente na comparação dos dois períodos, o que autoriza a sugerir que, mesmo no contexto de um regime de câmbio flutuante, houve uma aparente estratégia de recomposição de reservas, cujo ritmo foi semelhante estatisticamente ao verificado no período de administração da taxa de câmbio por meio das bandas preanunciadas. Ademais, os investimentos estrangeiros em carteira parecem exercer uma influência mais pronunciada sobre o comportamento das reservas internacionais. No período de flutuação cambial, verificou-se que as reservas tenderiam a aumentar nos momentos de apreciação cambial. Tais fatos levam a considerar que tem relevância a discussão da hipótese de que haveria uma demanda precaucional por reservas no caso brasileiro. Da mesma forma, os resultados parecem sinalizar que a dinâmica da conta financeira teria particular relevância para a compreensão do padrão de inserção externa da economia brasileira, hipótese desenvolvida no item 2.

2 O ajuste das contas externas brasileiras com ênfase no período de flutuação cambial

A inserção externa da economia brasileira sofreu mudanças importantes desde 1999, cuja síntese pode ser apreendida pela evolução das duas principais contas do balanço de pagamentos nesse período. Como mostra a Tabela 1, o resultado das transações correntes tornou-se superavitário (fato inédito desde 1992), ancorado na obtenção de superávits comerciais crescentes a partir de 2001. Já a conta capital e financeira, de resultados positivos até 2003, tornou-se deficitária nos dois anos subsequentes. Esse déficit, no entanto, deve ser analisado com cuidado, pois ele encobre o comportamento de dois tipos de fluxos de capitais, subordinados a dinâmicas

distintas: os capitais voluntários e as operações de regularização com o Fundo Monetário Internacional (FMI).

Em 2004, as condições de liquidez internacional favoráveis aliviaram a restrição externa e permitiram o pagamento dos compromissos com o FMI, mas os fluxos de capitais voluntários entre o País e o exterior continuaram negativos em termos líquidos. Já em 2005, esses fluxos apresentaram resultado positivo, ancorado não somente no ingresso de investimentos externos diretos (IEDs), mas também nos investimentos de portfólio. A conta capital e financeira foi negativa, em mais de US\$ 9 bilhões, devido ao pagamento de amortizações a esse organismo multilateral (registrado nas “operações de regularização”), realizado a partir de divisas adquiridas pela autoridade monetária no mercado de câmbio, o que explica o menor resultado global do balanço de pagamentos. As *performances* das duas principais contas do balanço de pagamentos — reflexo da evolução da inserção externa no período — estão associadas a algumas medidas tomadas ainda no segundo governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC), como a adoção do regime de câmbio flutuante após a crise cambial de 1998/99, o acordo com o FMI, as desvalorizações cambiais em 2001 e 2002 e o aprofundamento da abertura financeira. Todavia essas mudanças vinculam-se estreitamente ao cenário externo benigno, no âmbito do comércio e das finanças internacionais, vigente no período (World Econ. Outlook, 2006; BIS, 2006). Aqui, optou-se pela análise dos ajustes das contas externas, enfatizando o comportamento da conta capital e financeira. Isto porque se trabalha com a hipótese de que o grau de abertura financeira e as decisões de alocação de portfólio dos investidores estrangeiros exercem uma influência decisiva nos movimentos da taxa de câmbio nominal e, assim, sobre a taxa de câmbio real, um dos condicionantes centrais da inserção comercial.

Em sua dimensão financeira, a inserção internacional da economia brasileira vem sendo determinada pela dinâmica externa dos ciclos de liquidez do tipo *feast or famine* (Global Financial Stability Rep., 2003). Desde meados de 2003, tal inserção financeira está condicionada, essencialmente, por três fatores: o novo ciclo de liquidez internacional para os países periféricos; o regime de câmbio flutuante e a gestão da política cambial no período; e o aprofundamento da abertura financeira. Esta diz respeito à facilidade com que os residentes podem adquirir ativos e passivos denominados em moeda estrangeira e ao acesso de não-residentes ao mercado financeiro doméstico, envolvendo, assim, tanto a liberalização dos movimentos de capitais quanto a permissão de transações monetárias e financeiras em moeda estran-

geira no espaço nacional. O primeiro nível de abertura financeira diz respeito às *inward transactions* — entrada de não-residentes no mercado financeiro doméstico e captação de recursos externos pelos residentes —; o segundo nível de abertura financeira refere-se à liberalização das *outward transactions* — saída de capitais pelos residentes e endividamento de não-residentes no mercado financeiro doméstico. Já o terceiro nível refere-se à conversibilidade interna da moeda, ou seja, à permissão de transações em moeda estrangeira (ou assim denominadas) no espaço nacional, como depósitos no sistema bancário doméstico e emissão de títulos indexados à variação cambial. No caso dos países periféricos que não possuem moeda conversível, essa opção resulta geralmente numa dolarização progressiva das economias (World Bank, 2005).

A ampliação da abertura financeira da economia brasileira iniciou-se no final dos anos 80 do século XX, ainda no Governo José Sarney (1985-90), e foi aprofundada nos Governos Collor-Itamar (1990-94) e FHC (1995-02). Essa ampliação envolveu, essencialmente, os dois primeiros níveis de abertura, sendo que a liberalização das *inward transactions* foi bem mais ampla em relação às *outward transactions*. O Governo Lula (desde 2003) deu continuidade a esse processo. Duas medidas recentes merecem destaque: (a) a unificação dos mercados de câmbio livre e flutuante e a extinção da Conta de Não-Residentes (CC5) em março de 2005, que significou uma liberalização adicional das *outward transactions*, ao eliminar os limites para que pessoas físicas e jurídicas convertam reais em dólares e os remetam ao exterior; e (b) a concessão de incentivos fiscais aos investidores estrangeiros para a aquisição de títulos da dívida pública interna. O objetivo dessa medida é exatamente reduzir esses custos e, assim, estimular o aumento da demanda por títulos públicos internos pelos investidores estrangeiros.

A influência da dinâmica da economia internacional sobre a composição dos fluxos de capitais para a economia brasileira após 1999 fica evidente nos Gráficos 1 e 2. Nessa análise, vale lembrar a lógica diferenciada dos fluxos financeiros *vis-à-vis* aos fluxos de investimento externo direto — vinculados às perspectivas de crescimento econômico nos países de origem e de destino, bem como às estratégias das empresas transnacionais (ETs). No período 1999-02, enquanto as condições de liquidez internacional desfavoráveis resultaram na queda dos investimentos de portfólio e de outros investimentos, a retração do crescimento nos países centrais e das operações de fusões e aquisições em âmbito global refletiram-se nos fluxos de investimento externo, que apresentaram tendência de queda após 2001. Nesse

contexto, os empréstimos do FMI (contabilizados nas operações de regularização) cumpriram o papel de suprir liquidez em moeda estrangeira a partir de 2000. No período subsequente — que corresponde aos três primeiros anos do Governo Lula —, as condições internacionais mais favoráveis, em termos de liquidez e crescimento, resultaram na retomada dos fluxos de capitais voluntários e permitiram o pagamento das operações de regularização com o FMI. O crescimento dos fluxos de IED após 2004 insere-se num movimento de retomada desses investimentos para os países periféricos. Já as duas modalidades de fluxos financeiros têm um movimento mais instável, apresentando uma trajetória de recuperação consistente a partir de 2005: fluxos positivos, no caso dos investimentos de portfólio, e redução do saldo negativo, no caso dos outros investimentos (que apresentam ingresso líquido somente em 2006).

O novo ciclo de liquidez internacional que emergiu em 2003 teve impacto diferenciado sobre as diferentes modalidades de investimento estrangeiro de portfólio no período 2003-05. Somente as aquisições de ações na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) apresentaram uma recuperação significativa e persistente, que se intensificou em 2005. Nesse ano, além do *rally* praticamente generalizado nos mercados acionários dos países centrais e emergentes, tanto da Ásia quanto da América Latina — fomentado pelo contexto de ampla liquidez —, esses investimentos foram atraídos pelas perspectivas de lucro com as ações negociadas no mercado acionário doméstico e com a apreciação da taxa de câmbio do real. No caso das ações negociadas no exterior, as aquisições de American Depositary Receipts (ADRs) no mercado primário mantiveram-se num patamar estável e baixo (o que explica o pequeno ingresso líquido de divisas), mas o volume negociado com ADRs de empresas brasileiras na Bolsa de Valores de Nova Iorque (mercado secundário) atingiu um valor recorde no primeiro trimestre de 2006 (impulsionado pelas perspectivas de lucro de empresas produtoras de *commodities*, como Petrobrás, CSN e Usiminas), ocupando a posição de liderança nessa bolsa. Já as aplicações em títulos de renda fixa negociados no País mantiveram fluxos líquidos praticamente nulos até janeiro de 2006. Todavia, com a edição da MP 281 em meados de fevereiro, que concedeu incentivos tributários aos investidores estrangeiros, essa modalidade de investimento de portfólio apresentou uma recuperação significativa e praticamente instantânea.

Já a modalidade emissões líquidas de títulos de renda fixa no exterior apresentou um comportamento bem mais volátil, com fluxos negativos na maior parte do período. Algumas hipóteses podem ser levantadas para

explicar esse comportamento. O condicionante mais geral é o regime de câmbio flutuante, que desestimulou a demanda por endividamento externo, ao implicar maior risco cambial e custo de *hedge* potencialmente mais elevado. Ademais, essa demanda também deve ter sido abalada pelas três crises cambiais que eclodiram num curto intervalo de tempo (1999, 2001 e 2002), pela percepção da dinâmica volátil do mercado financeiro internacional (caracterizada por miniciclos de *feast or famine*) e pelo ambiente de estagnação econômica que predominou nos últimos anos. Do ponto de vista das instituições financeiras, em momentos de elevado diferencial de juros e expectativa de valorização cambial, a alta rentabilidade das operações de arbitragem pode contrabalançar o menor apetite pela captação de recursos externos e estimulá-la, como ocorreu no primeiro semestre de 2003. Contudo, com a queda do chamado “cupom cambial”, essa rentabilidade diminuiu, e os bancos passaram a quitar seu endividamento externo de curto prazo, contribuindo para as menores taxas de rolagem e, assim, para a queda da dívida externa em 2004 e 2005. Além disso, a apreciação do real desde 2004 certamente estimulou empresas e bancos a quitarem parte de seu endividamento externo. A contração do endividamento securitizado foi acompanhada pelo surgimento de novas modalidades de captação (em reais, bônus perpétuos, etc.), viabilizadas pelo contexto de elevado apetite por risco (BIS, 2006). Em 2005, as condições de liquidez favoráveis possibilitaram, igualmente, a realização de operações de administração de passivo pelos governos de vários países emergentes. No Brasil, o setor público seguiu o caminho do México e do Chile e aproveitou essas condições para reestruturar sua dívida externa, reduzir o seu endividamento líquido e pré-financiar compromissos externos de 2006.¹ Em 2006, essa estratégia teve continuidade, com o programa de médio prazo de uso de reservas internacionais para recompra de títulos brasileiros em circulação no mercado internacional, implementado pelo Tesouro Nacional e pelo Banco Central do Brasil como seu agente financeiro. A intenção do Governo é reduzir o custo da dívida externa, já que esses títulos foram emitidos quando o Risco-Brasil era muito alto e, assim, embutem elevados prêmios de risco.

No caso da modalidade outros investimentos, os pagamentos ao FMI explicam a trajetória cadente dos empréstimos à autoridade monetária. Simultaneamente,

¹ Essa estratégia foi perseguida mediante a aquisição de divisas no mercado de câmbio (pelo Banco Central (Bacen) e pelo Tesouro Nacional por intermédio do Banco do Brasil) e a emissão de títulos soberanos em março e setembro de 2005.

os créditos comerciais recuperaram-se diante do crescimento das exportações e da busca de operações rentáveis pelos bancos internacionais, dada a queda dos lucros nos países centrais. Já os empréstimos e financiamentos de longo prazo recuperaram-se, ligeiramente, no final de 2005 e no início de 2006, devido ao crescimento dos empréstimos bancários sindicalizados (BIS, 2006). Na América Latina e no Brasil, as empresas dos setores de *commodities*, que usufruíram *windfall gains* devido à alta recente dos preços, foram especialmente favorecidas. Todavia essa tendência não se refletiu em ingresso líquido de recursos.

Nesse quadro, foi possível, nos últimos três anos, melhorar sensivelmente os indicadores de solvência externa e de liquidez externa — que constituem “medidas” convencionais da vulnerabilidade externa nos médio e longo prazos e no curto prazo respectivamente. A trajetória dos indicadores de solvência externa² constitui um reflexo da interação entre as mudanças quantitativas e qualitativas no passivo externo e a evolução da capacidade de geração de divisas, ou seja, das exportações. A tendência de melhora do indicador dívida externa total/ /exportações iniciou-se logo após a adoção do regime de câmbio flutuante, em 1999, e esteve associada, naquele momento, principalmente à redução da dívida externa privada. A partir de 2003, as elevadas taxas de crescimento das exportações e a queda da dívida externa pública em termos líquidos reforçaram essa tendência. Já a trajetória do indicador mais amplo, passivo externo líquido/ /exportações, não foi tão favorável, devido ao crescimento dos estoques de investimento externo direto e de investimento de portfólio no período. Os indicadores de liquidez externa³ somente apresentaram melhora (ou seja, queda) a partir de 2003, quando as condições de liquidez externa se tornaram favoráveis aos países “emergentes”. A mudança no cenário internacional possibilitou não somen-

² São indicadores que relacionam os estoques de passivo externo (dívida e investimento estrangeiro) e as exportações, em analogia com os indicadores de capacidade de pagamento utilizados na análise econômico-financeira de empresas. No Brasil, entre 2002 e 2005, a razão dívida externa líquida sobre exportações passou de 3,0 para 1,0. A queda da razão dívida externa líquida mais estoque de investimentos sobre as exportações passou, no mesmo período, de 5,2 para 4,0 (Pol. Econ. Foco, 2005/2006).

³ Tais indicadores trazem, no numerador, medidas do passivo externo (dívida de curto prazo, estoque de investimentos em carteira, etc.) e, no denominador, o estoque de reservas oficiais. No caso brasileiro recente, os passivos externos mais líquidos como proporção das reservas, que estavam em uma razão superior a 2,0 antes de 2000, chegaram a algo entre 1,0 e 1,5 em 2005 (Pol. Econ. Foco, 2005/2006).

te o aumento do estoque de reservas internacionais próprias (que sintetiza a capacidade de pagamento do país no curto prazo e, por isso, compõe o denominador

dos indicadores de liquidez), mas também a redução do estoque da dívida de curto prazo (Pol. Econ. Foco, 2005/2006).

Tabela 1

Balança de pagamentos do Brasil — 1999-05

(US\$ milhões)

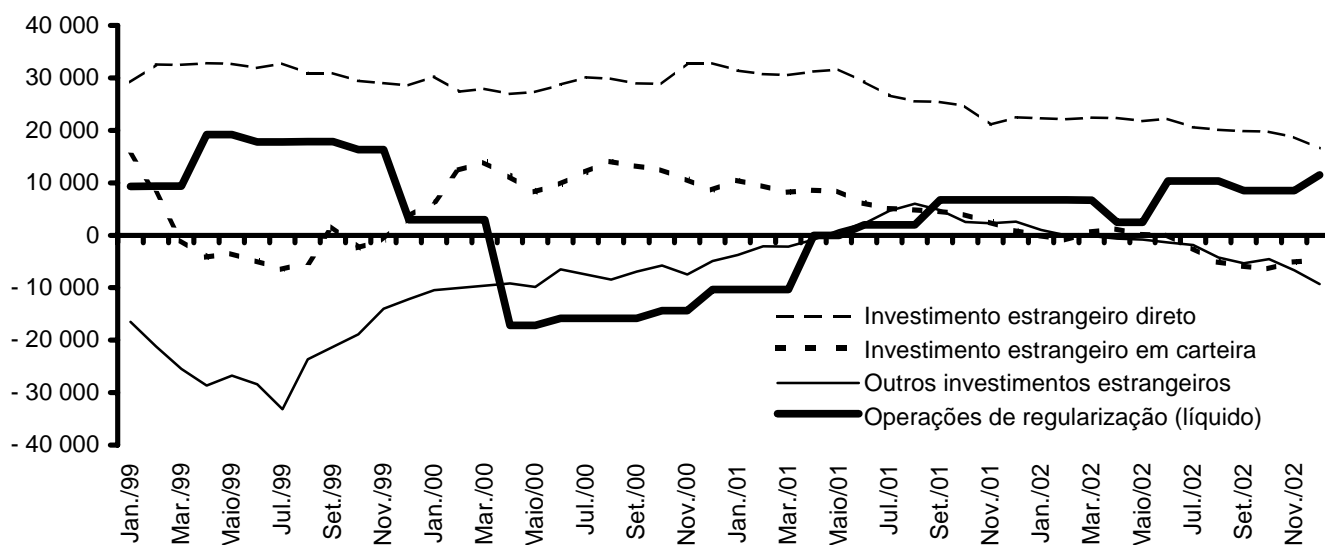
DISCRIMINAÇÃO	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Transações correntes	-25 335	-24 225	-23 215	-7 637	4 177	11 738	14 199
Balança comercial	-1 199	-698	2 650	13 121	24 794	33 666	44 757
Serviços e rendas	-25 825	-25 048	-27 503	-23 148	-23 483	-25 197	-34 115
Transferências unilaterais correntes	1 689	1 521	1 638	2 390	2 867	3 268	3 558
Conta capital e financeira	17 319	19 326	27 052	8 004	5 111	-7 356	-8 808
Conta capital	338	273	-36	433	498	339	663
Conta financeira	16 981	19 053	27 088	7 571	4 613	-7 696	-9 470
Capitais voluntários	14 016	29 377	20 331	-3 909	-156	-3 333	13 801
Operações de regularização (FMI)	2 966	-10 323	6 757	11 480	4 769	-4 363	-23 271
Erros e omissões	194	2 637	-531	-66	-793	-2 137	-1 072
Resultado global	-7 907	-2 262	3 307	302	8 496	2 244	4 319

FONTE: Banco Central do Brasil.

Gráfico 1

Composição dos fluxos de capitais acumulados em 12 meses para o Brasil — 1999-02

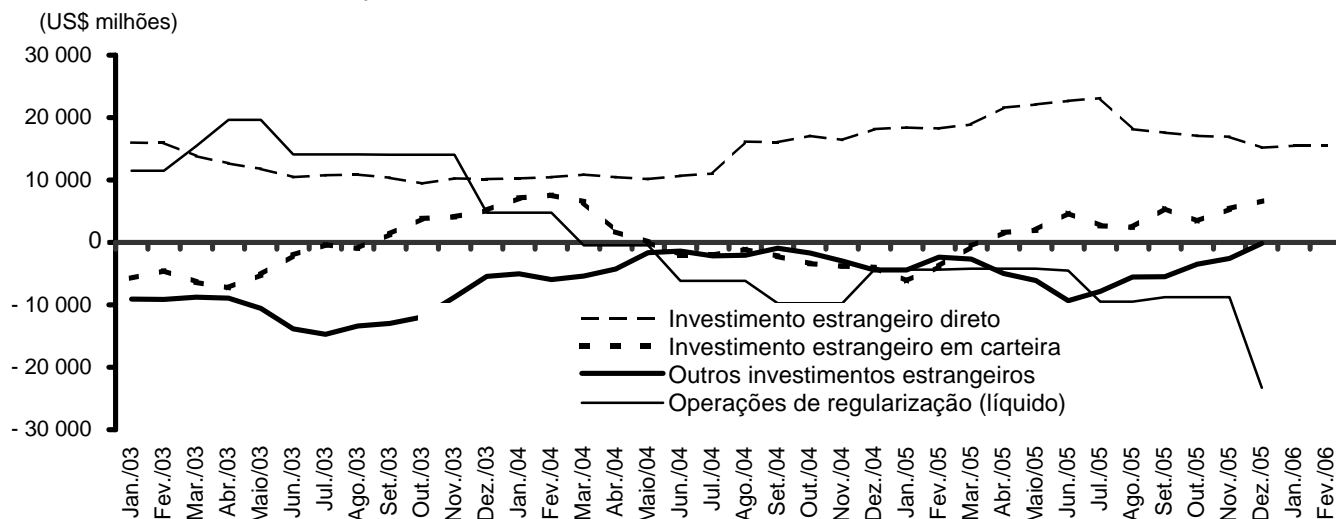
(US\$ milhões)



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Gráfico 2

Composição dos fluxos de capitais acumulados em 12 meses para o Brasil — 2003/06



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

3 Demanda precaucional de reservas⁴: uma análise exploratória dos dados e das estratégias

Esta seção⁵ tem como objetivo apresentar os resultados estatísticos do exercício econométrico que visa

⁴ Para avaliar a hipótese de que há uma demanda precaucional de reservas no caso brasileiro, parte-se da metodologia de investigação desenvolvida a partir dos trabalhos de Frenkel (1983) e Edwards (1983) e atualizada por Flood e Marion (2002), Aizenman e Marion (2004) e Aizenman, Lee e Rhee (2004), dentre outros, para o contexto das características recentes dos mercados financeiros globalizados e desregulamentados. Os trabalhos originais de Frenkel (1983) e Edwards (1983) enfatizavam a importância das reservas oficiais das autoridades monetárias para a gestão de regimes de câmbio administrado. Os trabalhos posteriores procuraram adaptar tal motivo transacional para demanda por reservas ao contexto onde países que apresentam um acesso potencialmente limitado a empréstimos internacionais podem buscar constituir reservas como forma de reduzir seu risco soberano e, assim, sua exposição aos custos reais de crises financeiras originadas por mudanças súbitas de avaliação por parte dos credores. Nesse segundo sentido, racionaliza-se a constituição de reservas, mesmo em regimes de câmbio flexível, como uma demanda precaucional para países com acesso limitado ao crédito internacional.

⁵ Nessa seção, segue-se de perto a estratégia de investigação de Aizenman e Marion (2004).

delimitar os condicionantes das variações nas reservas externas para o Brasil, no período delimitado por jan./95 e maio/06.⁶ Com efeito, apresenta-se, em um primeiro momento, a decomposição da série que será objeto de investigação sob componentes não observáveis. Em seguida, tem-se a proposta de modelo estrutural que visa à identificação dos determinantes das reservas. De maneira geral, pode-se especificar uma série econômica em quatro componentes básicos: tendência, sazonalidade, irregularidade e ciclos. O componente tendencial definiu-se como aleatório, decompondo-o em nível aleatório e declividade aleatória; a sazonalidade, da mesma maneira concebida para os elementos anteriores, foi caracterizada como aleatória durante o período. Não se buscou assinalar um componente cíclico nas reservas, em função do número de anos limitado para se originar uma particularização desse tipo. Assim, estabelece-se que as reservas são explicadas, essencialmente, pela tendência (aleatória), pela sazonalidade (aleatória) e por suas irregularidades.

Esse tipo de especificação atinge uma convergência forte após 14 interações.⁷ O resultado alcançado já permite uma leitura mais detalhada de quais componen-

⁶ Definiu-se a periodicidade deste trabalho como mensal, onde as reservas são aquelas conceituadas como reservas internacionais — conceito de liquidez internacional. Os dados foram obtidos no Banco Central do Brasil (www.bcb.gov.br).

⁷ O estimador utilizado é de máxima verossimilhança.

tes, definidos anteriormente, tiveram significância estatística. A Tabela 2 indica que os dois únicos componentes não observáveis das reservas que apresentaram relevância estatística são o nível e a sazonalidade, os dois explicitados estocasticamente. No entanto, a estatística Durbin-Watson (DW) indica a possibilidade de autocorrelação nos resíduos, possibilidade esta confirmada pelo teste de Box-Ljung Q-statistic (BL), o qual apresenta um p-valor de 0,0224, levando a não rejeitar a presença da autocorrelação nos resíduos.

Antes de buscar a correção da autocorrelação, é recomendável atentar para o comportamento dos resíduos dos componentes não observáveis do modelo até aqui apresentado. Esse comportamento auxilia a detectar e distinguir os *outliers* e as mudanças estruturais nos elementos explicativos da série das reservas (Gráfico A.1)⁸. Notam-se valores elevados para os resíduos das irregularidades exatamente no período próximo à desvalorização do real, estendendo-se para alguns meses seguintes (março de 1998 até março de 1999). Esse mesmo movimento, no referido período, ocorre quando são observados os resíduos do nível da tendência. As reservas passam de aproximadamente US\$ 74 bilhões em abril de 1998 para US\$ 33 bilhões em março de 1999 (Gráfico A.2). Já a declividade da tendência não apresentou valores elevados para os seus resíduos.

Ainda analisando os resíduos dos componentes não observáveis da série de reservas no Banco Central do Brasil, delimitam-se os *outliers* de cada componente não observável. Quando se utiliza a especificação de 3,5 desvios padrões, encontram-se grandes valores para os resíduos da irregularidade e do nível da tendência em setembro 1998 (Tabela A.1). No período de agosto e setembro de 1998, há uma queda de aproximadamente US\$ 21 bilhões nas reservas (Gráfico A.2). Objetivando reforçar a afirmação de que os *outliers* das reservas estão localizados entre março de 1998 e março de 1999, buscam-se novos grandes valores para os resíduos, relaxando-se a especificação anterior; então, o novo limite torna-se 2,5 desvios padrões (Tabela A.2). Como já poderia ser esperado, todos os *outliers* das irregularidades concentram-se entre agosto de 1998 e março de 1999. Por sua vez, para o nível da tendência, têm-se indicado dois meses delimitados no interior do período já apontado de forte turbulência, março de 1998 e setembro de 1998. Outros dois momentos merecem destaque: (a) em abril de 1999, as reservas brasileiras receberam um reforço

via empréstimos do Fundo Monetário Internacional, determinando uma variação nesse indicador, depois de um longo período de queda;⁹ (b) abril de 2000, com novos desembolsos de recursos do FMI, é um ponto de inflexão a partir do qual as reservas voltam a apresentar uma trajetória de acumulação, indicando uma mudança no nível dessa tendência (Brasil, 2005) (Gráfico A.2). O *outlier* apontado para a declividade da tendência das reservas figura apenas no início do período demarcado por este trabalho, no mês de outubro de 1995, momento em que ocorre um movimento de declínio na taxa de crescimento de acumulação de reservas.

Dadas as grandes variações ocorridas entre março de 1998 e março de 1999, determina-se uma intervenção no mês de setembro de 1998, apontado como um dos *outliers* para os componentes nível da tendência e irregularidade. Essa intervenção será inserida apenas para o nível da tendência, uma vez que esse componente teve sua aleatoriedade estatisticamente significativa. Ademais, mais duas modificações serão propostas: (a) a introdução de um componente auto-regressivo, visando corrigir a autocorrelação dos resíduos; e (b) a exclusão do componente sazonal aleatório — apesar da significância estatística para esse componente, não se espera que as reservas internacionais tenham comportamento aleatório nesse elemento. Definiu-se, porém, um componente sazonal fixo, originado pelo comportamento das exportações brasileiras. Nessa nova estruturação para a decomposição das reservas em componentes não observáveis, incorporam-se os seguintes elementos: irregularidades, o nível da tendência aleatório, a declividade da tendência aleatória, um componente AR(1), sazonalidade fixa e a intervenção já indicada.

Os resultados dessa nova especificação são expostos na Tabela 3. Não houve problemas com a convergência nesse novo modelo, atingida após 17 iterações. Novamente, a irregularidade e a aleatoriedade da declividade da tendência não apresentaram significância estatística. A definição de que a declividade não se caracterizou como randômica leva à concepção de que a taxa de crescimento da tendência das reservas no Brasil se manteve praticamente estável no período demarcado por esse exercício, sendo que apenas ocorreram mudanças significativas no seu nível, como assinalado pelo razão Q. Essa indicação oferecida pelos testes estatísticos sugere que o Bacen não alterou seu padrão de acumulação de reservas, mesmo depois da

⁸ Não se pode observar a Figura A.1 para a identificação de autocorrelação, essa não cumpre esse papel.

⁹ As reservas, de março a abril de 1999, aumentaram em torno de US\$ 10 bilhões (Gráfico A.2).

mudança de regime cambial. Ou seja, independentemente do regime cambial adotado pelo Bacen, as variações da taxa de crescimento da tendência das reservas são as mesmas, alterando-se apenas o seu nível.

Com relação ao ajuste geral do modelo, tem-se que a presença do componente AR(1) solucionou o problema de autocorrelação nos resíduos, a estatística DW elevou-se, quando comparada com a especificação anterior, e, além disso, rejeitou-se a autocorrelação residual pelo teste BL. Continuando a comparar os dois modelos propostos para a decomposição da série das reservas em seus componentes não observáveis, nota-se, pelos resultados dos critérios de informações de Akaike (AIC) e de Schwartz (BIC), que esse segundo exercício está mais bem ajustado. Já verificados quais os componentes não observáveis que tiveram relevância estatística para a série das reservas, o próximo passo deste trabalho é buscar quais os agregados econômicos que auxiliam na compreensão das variações dessa série. Para tanto, trabalha-se com dois subperíodos. O primeiro vai de janeiro de 1995 até agosto de 1998. Nele predominou o regime de câmbio administrado por meio de bandas preanunciadas. Nesse modelo 1, optou-se por não estender a periodicidade até dezembro de 1998, dada a presença de um *outlier* significativo em setembro de 1998, como já foi indicado pelos testes anteriores. Assim, excluíram-se todos os meses posteriores a esse, evitando as perturbações excessivas quando da proximidade da desvalorização do câmbio. O segundo período, aqui denominado modelo 2, coincide com o regime de câmbio flutuante, indo de janeiro de 1995 até maio de 2006.¹⁰ De maneira geral, os dois modelos econométricos estimados são:

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

Onde RS representa as reservas; TC , o saldo em transações correntes; IDE , o saldo do investimento direto estrangeiro; IEC , o saldo do investimento estrangeiro em carteira; e o ε representa os efeitos das variáveis não incluídas no modelo.¹¹ Para as séries das RS do TC , buscou-se um ajuste sazonal, pelo motivo

já definido anteriormente.¹² Antes de se partir para a determinação dos coeficientes da equação (1), é fundamental aplicar os testes estatísticos de raiz unitária nas séries utilizadas neste trabalho. Foram praticadas três especificações de teste: o estatístico de Dickey-Fuller ampliado (ADF), o estatístico de Phillips-Perron (PP) e o estatístico de raiz unitária de Zivot-Andrews (ZA). Para a caracterização dos dois primeiros testes, ver Enders (2004); já para o terceiro, consultar Zivot e Andrews (1992).¹³ Para as séries utilizadas no modelo 1, as respostas encontradas pelos três métodos apresentaram uma diversidade.¹⁴ Porém não se pode rejeitar a presença de raiz unitária nas RS por qualquer especificação, sendo essa série I(1). Por seu turno, rejeita-se a presença de raiz unitária, I(0), para o IDE e para o IEC , quando se leva em consideração qualquer das caracterizações. Esse tipo de resultado imprime uma necessidade de utilizar a equação (1) em forma de diferenças.

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

A Tabela 4 apresenta a identificação dos parâmetros e suas respectivas estatísticas *t-student* do modelo 1, já se valendo da expressão (1.a).

A estatística-F, alcançada no modelo 1, indica que, ao menos, uma das variáveis explicativas se ajusta às RS . Salienta-se que não se espera um valor elevado para o R^2 , pois não se busca uma previsão para RS . Assim, um valor de 0,312 para essa estatística é aceitável, quando se procura identificar relações entre variáveis. Pela observação da significância estatística das variáveis explicativas, nota-se que a única que conseguiu não ser rejeitada foi o IEC . Todavia a estatística DW indica presença de autocorrelação residual. Objetivando solucionar esse problema, insere-se um termo AR(1) na especificação anterior; tem-se agora o modelo 1.A, exposto na Tabela 5.

De modo geral, a inclusão do termo AR(1) propiciou uma melhora na caracterização do modelo como um todo. A estatística-F atingiu um valor maior, ocorreu uma mini-

¹⁰ A opção pelo término em maio de 2006 é dada pela disponibilidade de dados.

¹¹ Todas essas séries tiveram como fonte de dados brutos o Bacen. Ademais, está-se tratando de modelos estruturais e, por conseqüência, não se pretende prever os movimentos das reservas, sendo mais claro caracterizar ε como variáveis omitidas.

¹² O método utilizado foi de diferença das médias móveis aditivas, implementado pelo pacote estatístico Eviews 5.0.

¹³ O teste estatístico de raiz unitária de Zivot-Andrews considera a presença de uma quebra nas séries a serem testadas, quebra esta determinada endogenamente.

¹⁴ Por simplificação, omitiu-se a apresentação detalhada dos testes, que poderão ser disponibilizados, por *e-mail*, para os interessados.

mização do AIC e do BIC, e a estatística DW indica, agora, a não-autocorrelação dos resíduos. Além disso, no modelo 1.a, não se rejeita a hipótese de homoscedasticidade nos distúrbios estocásticos, ε (Quadro A.1). Os componentes que tiveram seus parâmetros identificados estatisticamente foram o termo AR(1) e o *IEC*, este último presente nas duas caracterizações. Ou seja, nos termos do modelo estimado, **a variação no investimento estrangeiro em carteira foi o principal determinante das alterações nas reservas brasileiras, no período delimitado por jan./95 e ago./98, onde uma entrada líquida positiva especificava um aumento nas reservas e vice-versa.** O termo AR(1) sugere que um choque nas reservas em (t-1) levava a uma nova alteração desse agregado no período (t), no mesmo sentido do primeiro movimento.

Com a intenção de buscar variáveis que poderiam interferir nas reservas e melhorar o ajuste do modelo 1.a, efetuaram-se testes de omissão de variáveis para o câmbio nominal (*CA*)¹⁵, o saldo da balança comercial (*CO*)¹⁶, outros investimentos líquidos (*OIL*)¹⁷ e o grau de abertura da economia brasileira (*GA*)¹⁸. Esse tipo de teste ajuda a verificar se um subconjunto de variáveis adicionadas à equação aqui trabalhada tem contribuição significativa na explicação da variação da variável dependente (*RS*). Os testes de raiz unitária para essas novas séries apresentadas indicam que *CA*, *OIL* e *GA* são estacionárias nas três abordagens propostas, já *CO* se identifica como I(1), quando se utilizam o ADF e o ZA. Ademais, tem-se *RS* como não estacionária, o que leva a utilizar as demais variáveis em diferença. Não se rejeita a hipótese nula de que *CA*, *CO* e *GA* não são estatisticamente significantes para explicar as variações nas *RS*. Já no caso do *OIL*, tem-se a necessidade estatística de acrescentá-lo ao modelo 1.a (Quadro A.2), ou seja, não se rejeita a hipótese de que ela é uma variável omitida, conforme pode ser visto na Tabela 6.

A Tabela 6 apresenta os resultados estatísticos para o modelo 1.a com a inclusão da variável *OIL*, a qual

foi caracterizada estatisticamente como omitida. Houve uma melhora na especificação, das *RS* apontadas pelos novos valores de AIC e BIC, além da estatística-F. A estatística DW atingiu um valor de 1.864, podendo indicar autocorrelação nos resíduos. No entanto, nessa especificação, rejeita-se a hipótese de homoscedasticidade dos resíduos (Quadro A.3). Para solucionar o problema da heteroscedasticidade, aplica-se o estimador de White (matriz de variância e covariância de White). A resposta das novas estatísticas é apresentada na Tabela 7.

Quando se leva em consideração a presença de heteroscedasticidade nos resíduos e se busca sua ponderação via matriz de White, tem-se que a variável *OIL* perde a significância estatística. Com efeito, volta-se ao modelo 1.a sem a presença dos outros investimentos líquidos (Tabela 5), pois essa especificação apresenta todas as hipóteses clássicas válidas com respeito ao comportamento dos distúrbios estocásticos, tornando os resultados mais robustos estatisticamente.

Já definida a principal variável que provoca alterações nas *RS*, passa-se a especificar a relação causal entre elas. Para tanto, é necessário testar a co-integração entre o *IEC* e as *RS* antes de especificar o teste de causalidade de Granger, uma vez que, sendo essas variáveis co-integradas, é importante introduzir esse vetor de co-integração na especificação do teste.¹⁹ Sabe-se, no entanto, que as variáveis *IEC* foram definidas estatisticamente como I(0); já a série das *RS* apresentou-se como I(1). Essa particularização assinala a não-co-integração. Assim, a estruturação do teste de causalidade de Granger foi feita sem nenhum tipo de vetor co-integrante. A relação entre *IEC* e *RS* que emerge no teste de causalidade de Granger indica que eles são mutuamente dependentes no sentido de Granger. A probabilidade de que as variações nas reservas causem, no sentido de Granger, as alterações no investimento estrangeiro em carteira é de aproximadamente 92%. Quando se propõe o sentido inverso, estabelece-se uma probabilidade de causa, no sentido de Granger, por volta de 93%. Objetivando uma melhor compreensão dessa relação de causalidade, busca-se adicionar novas variáveis: os fluxos de crédito (*CRE_{IEC}*) e de débito (*DEB_{IEC}*) dos investimentos estrangeiros em carteira, isto é, a abertura do *IEC* em seus fluxos de entrada e saída de divisas.

Essas duas novas variáveis foram caracterizadas como I(0) pelas três especificações utilizadas para testar

¹⁵ Foi utilizada a série de câmbio nominal (R\$/US\$, média mensal) em nível, disponibilizada pelo Banco Central (www.bcb.gov.br).

¹⁶ Da mesma maneira que se fez com o *TC*, o *CA* e o *CO* passaram por um ajuste sazonal.

¹⁷ Internamente a essa conta do balanço de pagamentos, encontram-se os empréstimos oriundos do FMI.

¹⁸ O conceito de grau de abertura aproxima-se de corrente de comércio; tem-se, então, a soma da entrada e da saída de investimento estrangeiro em carteira ponderado pelo valor do PIB em dólares (este teve como fonte o Banco Central do Brasil, o qual disponibiliza uma série mensal).

¹⁹ Ver Granger, Huang e Yang (2000).

raiz unitária.²⁰ O teste de variáveis omitidas aplicado sobre elas individualmente indicou a rejeição da hipótese de que estas estariam sendo omitidas no modelo. Essa foi a mesma resposta quando se testou a omissão conjunta das mesmas. Esse tipo de conclusão estatística não é nenhuma surpresa, uma vez que a variável *IEC* já estava incluída no modelo. Porém, quando se busca a relação entre *RS* e somente *CRE_{IEC}* e *DEB_{IEC}*, encontra-se significância estatística, isto leva a testar a causalidade de Granger do *CRE_{IEC}* e o *DEB_{IEC}* contra as *RS*,²¹ lembrando-se que não é possível a co-integração entre as *RS* e *CRE_{IEC}* ou *DEB_{IEC}*.

O teste de causalidade de Granger (Tabela A.4) aponta uma probabilidade bastante significativa (94%) de que as variações no *CRE_{IEC}* causam, no sentido de Granger, as variações nas *RS*, ou seja, a entrada de *IEC* provoca um aumento nas reservas. Com relação à causalidade entre o *DEB_{IEC}* e as *RS*, não se tem uma verificação com tamanha consistência. As variações nas *RS* não causam, no sentido de Granger, as variações no *DEB_{IEC}*, com uma probabilidade de praticamente 96%. Por outro lado, a probabilidade de o *DEB_{IEC}* causar variações nas *RS*, no sentido de Granger, é próxima de 21%, sendo o sentido inverso mais provável. A relação positiva entre o *DEB_{IEC}* e as *RS* e essa dificuldade na determinação da relação de causa podem estar associadas ao regime cambial praticado no período. Na ótica do Banco Central, a demanda precaucional por reservas justificava-se, para garantir que as pressões potencialmente geradas pelas saídas de *IEC* não se traduzissem em movimentos de desvalorização da moeda nacional superiores aos estabelecidos nas bandas. Como as saídas de *IEC* são independentes das variações nas reservas,²² *RS* não causariam *IEC*, e haveria uma relação positiva entre essas duas variáveis. Ademais, não se pode esperar que

DEB_{IEC} cause as variações nas *RS*, exatamente por essa relação positiva; o que se tem é que o *CRE_{IEC}* estaria causando, no sentido de Granger, as variações nas *RS*, aí, sim, com uma relação positiva.

Então, para o modelo 1.a, onde se considera o período jan./95-ago./98, tem-se que as reservas foram influenciadas principalmente pelos movimentos de investimentos estrangeiros em carteira. E, ainda, as entradas dessa modalidade de capitais causariam, no sentido de Granger, as reservas.

O modelo 2, como já definido, cobre o período que se inicia em janeiro de 1999, estendendo-se até maio de 2006. Novamente, as variáveis utilizadas na expressão (1) tiveram graus de co-integração tanto I(0) como I(1).²³ Agora, no entanto, têm-se algumas divergências entre as três estruturas de teste de raiz unitária apresentada. O *TC* especifica-se como I(1) pelo ADF e pelo ZA, e I(0), pelo PP. Levando em conta a dinâmica dessa série durante os meses do modelo 2 e sabendo que o teste de ZA já considera uma quebra estrutural, estipula-se o *TC* como não estacionário em nível. Já para o caso das *RS*, tem-se uma resposta do ADF e do PP como I(1), sendo que o teste de ZA a apresenta como I(0). Nesse caso, podem-se considerar as *RS* como estacionárias, em nível, uma vez que, controlada a quebra identificada em abril de 2000,²⁴ elas se tornam I(0). Portanto, a caracterização dos testes de raiz unitária aponta a utilização das séries em diferenças (equação 2).

A Tabela 8 exibe os resultados estatísticos do modelo 2. O valor indicado pela estatística-F delimita que, no mínimo, uma variável explicativa apresenta relação com a variável explicada no modelo 2. Visto que o valor da estatística de DW se aproxima de 2,00, e essa é maior que o R^2 , rejeita-se a presença de autocorrelação nos resíduos. Salienta-se, mais uma vez, que não é objetivo deste trabalho alcançar valor elevado para o R^2 , pelo motivo já observado. O teste geral de heteroscedasticidade de White possibilitou a não-rejeição de homoscedasticidade na especificação econométrica exposta na Tabela 8 (Quadro A.4). Não diferentemente do modelo 1, o *IEC* foi a única variável a apresentar uma relação estatística significativa com as *RS* nesse modelo 2.

²⁰ Por simplificação, omitiu-se o detalhamento dos testes, cujos resultados poderão ser disponibilizados, por e-mail, para os interessados.

²¹ O termo $Ar(1)$ foi inserido, devido à presença de autocorrelação nos resíduos; além disso, não se detectou a presença de heteroscedasticidade (Tabela A.3).

²² Pode-se argumentar que uma perda de reservas causa um movimento expressivo de saída de *IEC*, elevando-se o *DEB_{IEC}*, mas é importante lembrar duas observações: (a) no modelo 1.a, o único componente que se tornou significativo estatisticamente na explicação das variações das *RS* foi o *IEC*, onde, em uma segunda especificação, o *DEB_{IEC}* tem uma relação positiva com as *RS*, ou seja, uma queda nas *RS* diminuiria o *DEB_{IEC}*, movimento contrário ao argumentado aqui; e (b) os meses em que ocorreu um forte movimento de saída de *IEC*, levando a desvalorização da moeda nacional, não estão presentes na periodicidade do modelo 1.a.

²³ Por simplificação, omitiu-se o detalhamento dos testes, cujos resultados poderão ser disponibilizados, por e-mail, para os interessados.

²⁴ Lembra-se que esse mês já foi identificado anteriormente como o de uma mudança no nível da tendência, momento em que se inicia uma tendência expressiva de acumulação de reservas.

Os testes de variáveis omitidas para *CO*, *CA*, *OIL* e *GA* prescrevem que não se pode rejeitar a hipótese de omissão das três primeiras variáveis, resposta não válida para o *GA* (Quadro A.5). Porém, na caracterização em que se inclui o *CO* no modelo 2, tem-se uma identificação negativa entre essa variável e as *RS*, isto é, uma elevação no saldo comercial provoca uma queda nas reservas, por consequência, pode estar ocorrendo uma relação espúria entre essas duas séries (Quadro A.5). Apesar dessa sinalização, o teste de variável omitida conjunta para *CO*, *CA* e *OIL* não pode ser rejeitado, tal que a arquitetura do modelo 2, com a inclusão dessas três variáveis, torna o parâmetro relativo ao saldo comercial positivo, mas não significativo estatisticamente, confirmando a suspeita anterior (Tabela A.6). Então, o que se tem como variáveis omitidas no modelo 2 são o *CA* e o *OIL* (o teste conjunto delas confirma essa hipótese).

Como se pode observar pela Tabela 9, ocorreu uma melhora nos resultados estatísticos como um todo, manifestados nas seguintes estatísticas: AIC, BIC, R^2 e estatística-F. Todavia, agora, tem-se autocorrelação residual (DW) e heteroscedasticidade (Quadro A.5). Procurou-se corrigir a autocorrelação das perturbações estocásticas com a inserção de termos AR até com 12 defasagens, pois se trabalha com dados mensais, não atingindo sucesso. Os problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade podem estar associados à presença de *outliers*. Isso poderia estar acontecendo porque a série *OIL* inclui os fluxos de recursos associados aos programas de financiamento liderados pelo FMI. Com efeito, incorporam-se duas variáveis *dummies* no modelo, uma para os meses com fluxos de saída de divisas (FMI_{DEB}) e outra para os meses com movimentos de entrada de divisas (FMI_{CRE}), assinaladas na subconta FMI, no balanço de pagamentos, sacrificando a variável *OIL*.

A inclusão dessas variáveis *dummies* e, por conseguinte, a exclusão dos *OIL* acaba por proporcionar a não-autocorrelação dos resíduos: o DW passou para 1,806 (Tabela 10).²⁵ Todavia a heteroscedasticidade permaneceu (Quadro A.7), levando a introduzir o estimador de White no modelo 2. Com essa nova especificação, não se perde muito no ajustamento do conjunto do modelo, sendo que, em comparação com os resultados apresentados na Tabela 8, tem-se um ganho. As duas *dummies* tornaram-se significativas estatisticamente e

apresentaram sinais de acordo com o esperado. Essa significância assinala que os recursos provenientes e enviados ao FMI tiveram importância para explicar as variações nas reservas, no período do modelo 2. Ademais, o *CA* e os *IEC* também são relevantes na explicação das variações das *RS*. Na seqüência, aplica-se o teste de causalidade de Granger, para que se possam interpretar os parâmetros.

Os resultados estatísticos do teste de causalidade de Granger delimitam uma forte probabilidade (em torno de 70%) de que as variações no câmbio nominal causam, no sentido de Granger, as variações nas reservas; da perspectiva inversa, tem-se uma probabilidade de aproximadamente 10% (Tabela A.7). Visto que se obteve uma relação inversa entre o *CA* e as *RS*, conclui-se que, em momentos de depreciação cambial, ocorre uma perda de reservas. Quando o câmbio se está apreciando, o Banco Central aumenta suas reservas.

Já para se especificar a relação de causalidade entre o *IEC* e as *RS*, foi importante testar se essas séries são co-integradas. A regressão simples aplicada para essas duas variáveis, em nível, assinala uma não-significância estatística entre elas, levando à conclusão de que as mesmas não são co-integradas. O teste de causalidade de Granger acaba por indicar que a probabilidade de as variações no *IEC* não causarem, no sentido de Granger, as variações nas *RS* é de praticamente 90%. A mesma relação no sentido das *RS* para o *IEC* atinge uma probabilidade próxima de 93%. Esses resultados dificultam a identificação de relação de causalidade entre essas duas variáveis. No entanto, ao subdividir o período do modelo 2, partindo-se de abril de 2004 — mês onde foi identificada uma quebra no comportamento das reservas — até maio de 2006, tem-se um resultado mais evidente para a relação entre as *RS* e o *IEC* (Tabela A.8). As variações no *IEC* causam, no sentido de Granger, as variações nas reservas com uma probabilidade de aproximadamente 73%. Já a probabilidade de as *RS* causarem variações no *IEC*, no sentido de Granger, chegam a apenas 9%. Então, sabendo da relação positiva encontrada entre as *RS* e o *IEC*, tem-se que a entrada de investimento estrangeiro em carteira é o componente do balanço de pagamentos que proporciona mais divisas para a economia brasileira no período do modelo 2. Por sua vez, a sua saída configura-se a principal fonte de pressão para a redução nas reservas.

Os resultados encontrados até aqui sugerem que: (a) nos dois períodos, com distintos regimes cambiais, houve uma tendência de incremento nas reservas; (b) o nível da tendência alterou-se entre 1995 e 2006, tendo

²⁵ Adicionalmente, observou-se o gráfico de dispersão dos resíduos, confirmando a hipótese da não-correlação dos termos estocásticos.

como o principal ponto de ruptura o período de instabilidade financeira que antecedeu a crise cambial de 1999, vale dizer, entre setembro e dezembro de 1998; (c) é interessante notar que a taxa de crescimento da tendência das reservas não se alterou significativamente na comparação dos dois períodos, o que autoriza a sugerir que, mesmo no contexto de um regime de câmbio flutuante, houve uma aparente estratégia de recomposição de reservas, cujo ritmo foi semelhante estatisticamente ao verificado no período de administração da taxa de câmbio por meio das bandas preanunciadas; e (d) tanto no regime de câmbio administrado quanto no de câmbio flutuante, os investimentos estrangeiros em carteira revelaram-se o principal fluxo a influenciar as variações de reserva. Ademais, a partir de 1999, parece ter havido uma associação entre as variações cambiais e o nível de reservas, em um sentido que reforça a hipótese de uma estratégia de demanda precaucional por reservas do Banco Central,

qual seja: momentos de apreciação cambial coincidiriam com a elevação das reservas.

A estratégia de demanda precaucional tornou-se mais explícita a partir de abril de 2000. Os testes realizados para o subperíodo que compreende aquele momento e maio de 2006 apresentaram os resultados mais robustos em termos da causalidade entre variações de reservas e variações dos investimentos estrangeiros em carteira. A importância dos recursos do FMI foi capturada pelas *dummies* introduzidas. É importante lembrar que, após a crise cambial de 1999, os pacotes de socorro financeiros liderados pelo FMI foram vitais para a recomposição da liquidez externa, conforme argumentado no item 2 deste trabalho. Depois de 2005, o retorno de uma política mais explícita de leilões cambiais acelerou esse processo. Esse fato parece estar sendo capturado pela mudança no nível da tendência, em dezembro de 2005.

Tabela 2

Estimativa dos desvios padrões das perturbações das reservas do Brasil — jan./05-maio/06

COMPONENTES	ESTIMATIVA	Q-RATIO
Irregularidades	0,000	0,0000
Nível (estocástico)	3 690,2	1,0000
Declividade (estocástico)	0,000	0,0000
Sazonalidade (estocástica)	33,610	0,0091

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. Critério de informação de Akaike: 16,6653.

2. Critério de informação de Schwartz: 17,0063.

3. Durbin-Watson: 1,7574.

4. Box-Ljung Q-statistic Q(10,7): 16,316, estatística Py 0,0224 — teste para correlação serial dos resíduos, baseado nas primeiras 10 autocorrelações residuais testadas, levando em conta uma distribuição Q-quadrado com 7 graus de liberdade.

Tabela 3

Estimativa dos desvios padrões das perturbações das reservas com a inclusão da AR (1), no Brasil — jan./05-maio/06

COMPONENTES	ESTIMATIVA	Q-RATIO
Irregularidades	0,000	0,0000
Nível (estocástico)	2 036,2	0,8665
Declividade (estocástico)	0,000	0,0000
Auto-regressivo (AR (1))	2 349,9	1,0000

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. Critério de informação de Akaike: 16,2065.

2. Critério de informação de Schwartz: 16,3558.

3. Durbin-Watson: 1,8718.

4. Box-Ljung Q-statistic Q(10,6): 4,8990, estatística Py 0,5568.

Tabela 4

Resultados das estimativas do modelo 1.a no Brasil — jan./95-ago./98

VARIÁVEIS	β_i	<i>t-student</i>
Constante	416,52	0,1382
$\Delta(TC)$	0,7408	1,4536
$\Delta(IDE)$	0,5279	0,0827
$\Delta(IEC)$	0,2358	4,0876

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. R^2 : 0,312.

2. Critério de informação de Akaike: 18,737.7

3. Critério de informação de Schwartz: 18,9016.

4. Durbin-Watson: 1,149.

5. Estatística-F: 5,908.

Tabela 5

Resultados das estimativas do modelo 1.a com a inclusão de Ar (1), no Brasil — jan./95-ago./98

VARIÁVEIS	β_i	<i>t-student</i>
Constante	697,30	1,0408
$\Delta(TC)$	0,3663	1,5953
$\Delta(IDE)$	0,3809	0,1324
$\Delta(IEC)$	0,2188	4,1887
Ar (1)	0,1559	2,7089

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. R^2 : 0,441.

2. Critério de informação de Akaike: 18,5962.

3. Critério de informação de Schwartz: 18,8030.

4. Durbin-Watson: 2,024.

5. Estatística-F: 7,294.

Tabela 6

Resultados das estimativas do modelo 1.a com a inclusão de *OIL* ,
no Brasil — jan./95-ago./98

VARIÁVEIS	β_i	<i>t-student</i>
Constante	650,48	0,8440
$\Delta(TC)$	0,5365	1,6065
$\Delta(IDE)$	0,3773	0,9915
$\Delta(IEC)$	0,8289	4,0117
Ar (1)	0,5179	3,2547
$\Delta(OIL)$	0,2809	2,0501

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. R^2 : 0,498.

2. Critério de informação de Akaike: 18,5362.

3. Critério de informação de Schwartz: 18,7854.

4. Durbin-Watson: 1,864.

5. Estatística-F: 7,141.

Tabela 7

Resultados das estimativas do modelo 1.a com a inclusão de *OIL* e
do estimador de White, no Brasil — jan./95-ago./98

VARIÁVEIS	β_i	<i>t-student</i>
Constante	650,48	650,48
$\Delta(TC)$	0,5365	0,5365
$\Delta(IDE)$	0,3773	0,3773
$\Delta(IEC)$	0,8289	0,8289
Ar (1)	0,5179	0,5179
$\Delta(OIL)$	0,2809	0,2809

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. R^2 : 0,498.

2. Critério de informação de Akaike: 18,5362.

3. Critério de informação de Schwartz: 18,7854.

4. Durbin-Watson: 1,864.

5. Estatística-F: 7,141.

Tabela 8

Resultados das estimativas do modelo 2 no Brasil — jan./99-maio/06

VARIÁVEIS	β_i	<i>t-student</i>
Constante	151,44	0,4721
$\Delta(TC)$	0,3513	0,8284
$\Delta(IDE)$	0,3860	1,4892
$\Delta(IEC)$	0,4405	3,0726

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. R^2 : 0,118.

2. Critério de informação de Akaike: 18,9089.

3. Critério de informação de Schwartz: 19,0208.

4. Durbin-Watson: 1,935.

5. Estatística-F: 3,787.

Tabela 9

Resultados das estimativas do modelo 2 com inclusão de *CA* e *OIL*, no Brasil — jan./99-maio/06

VARIÁVEIS	β_i	<i>t-student</i>
Constante	192,33	0,8756
$\Delta(TC)$	0,8838	2,9900
$\Delta(IDE)$	0,4482	2,5346
$\Delta(IEC)$	0,5545	5,4817
$\Delta(CA)$	-4134,0	-2,1380
$\Delta(OIL)$	0,4675	9,5641

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. R^2 : 0,560.

2. Critério de informação de Akaike: 18,1633.

3. Critério de informação de Schwartz: 18,3310.

4. Durbin-Watson: 1,266.

5. Estatística-F: 24,894.

Tabela 10

Resultados das estimativas do modelo 2 com a inclusão de CA , *dummies* e estimador de White, no Brasil — jan./99-maio/06

VARIÁVEIS	β_i	<i>t-student</i>
Constante	303,03	1,2664
$\Delta(TC)$	0,6528	1,6439
$\Delta(IDE)$	0,3700	1,8624
$\Delta(IEC)$	0,3318	2,4456
$\Delta(CA)$	-6989,3	-2,618
FMI_{CRE}	4192,4	4,2258
FMI_{DEB}	-3439,8	-3,5715

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. R^2 : 0,5090.

2. Critério de informação de Akaike: 18,3913.

3. Critério de informação de Schwartz: 18,5871.

4. Durbin-Watson: 1,806.

5. Estatística-F: 14,146.

4 Considerações finais

Em um ambiente financeiro caracterizado pela recorrência de ciclos curtos de entrada e saída de capitais — *feast or famine* (Global Financial Stability Rep., 2003) —, que são determinados, em última instância, pela dinâmica dos mercados financeiros dos países avançados, muitos países emergentes passaram a adotar estratégias defensivas de acumulação de reservas internacionais — *war chest* (Dooley; Folkerts-Landau; Garber, 2005). Tal processo parece ter sido mais intenso nas economias asiáticas, depois da crise financeira de 1997. Recentemente, com a ocorrência de um ciclo externo excepcionalmente favorável, que, a partir de 2003, gerou uma ampla liquidez financeira global, um forte crescimento da renda e do comércio das economias-chave e uma ampliação no preço das *commodities*, as economias latino-americanas reverteram os déficits em conta corrente que as caracterizaram na década anterior e aceleraram seus ajustes externos. Redução de endividamento e ampliação das reservas oficiais também passaram a compor o quadro de muitos países latino-americanos. É interessante notar que essas políticas defensivas ocorreram mesmo entre países que formalmente adotaram regimes de câmbio flutuante, como no caso brasileiro. O “medo

de flutuar” e, mais, o “medo da instabilidade” gerada externamente, associados à oportunidade cíclica produzida pela abundância de liquidez e à queda nos prêmios de risco de todas as classes de ativos financeiros, criaram as condições favoráveis para que as autoridades monetárias reduzissem, intencionalmente, os níveis de endividamento externo e/ou alterassem o perfil de liquidez e solvência externa capturados por indicadores que relacionam, respectivamente, os passivos externos (dívida e estoque de investimentos estrangeiros) com os níveis oficiais de reservas ou com as exportações (World Econ. Outlook, 2006; BIS, 2006; Dooley; Folkerts-Landau; Garber, 2005). Ainda assim, o ajuste externo das economias latino-americanas foi muito menos intenso do que o verificado na Ásia em desenvolvimento.²⁶ Para

²⁶ Em 1998, as reservas oficiais da Ásia eram de US\$ 275 bilhões contra US\$ 153 bilhões na América Latina. Em 2005, tais valores eram de, respectivamente, US\$ 1,2 trilhão e US\$ 253 milhões. Em 1998, a relação dívida externa/exportações era de 129% na Ásia e de 269% na América Latina. Em 2005, esses mesmos indicadores foram de 54% e 142%. Em 1998, o serviço da dívida externa equivalia a 19% das exportações asiáticas e a 49% das latino-americanas, tendo passado a 7% e 36% em 2005. A relação dívida externa/PIB era de 35% na Ásia e de 39% na América Latina, em 1998, passando a 21% e 33% em 2005 (Wed Econ. Outlook, 2006).

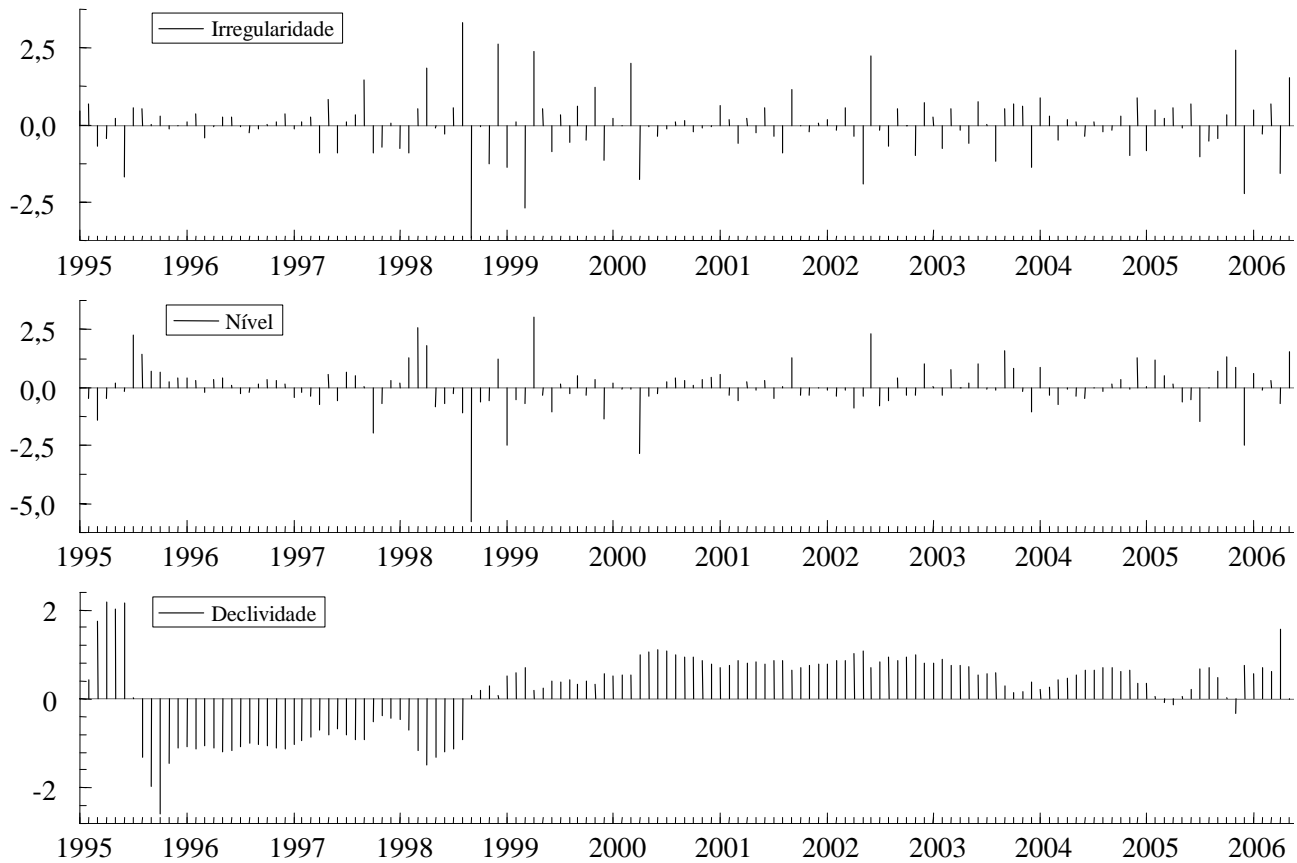
se colocar em perspectiva, as reservas oficiais do conjunto dos países latino-americanos equivalem às reservas de somente um país asiático, a Coreia do Sul (World Econ. Outlook, 2006).

Nesse contexto, procurou-se analisar o processo recente de ajuste das contas externas do Brasil. De fato, conforme verificado no item 2, o País passou por uma sensível mudança na configuração de suas contas externas, especialmente depois de 2003. Houve uma melhora expressiva do perfil de financiamento externo e também dos indicadores de vulnerabilidade. Tal processo deu-se em meio a um ciclo real e financeiro particularmente favorável. Apesar de os níveis de reservas oficiais no Brasil não se assemelharem aos verificados nas economias asiáticas, que estão sendo apontadas como exemplos da adoção de estratégias de “demanda precaucional” por reservas (Aizenman; Lee; Rhee, 2004; Eichengreen, 2004; Dooley; Folkerts-Landau; Garber, 2004 e 2005), buscou-se, no item 3 deste trabalho, avaliar a evolução desse indicador e de seus potenciais determinantes nos contextos de câmbios administrado e flutuante. Verificou-se que, apesar das mudanças de nível, a tendência de acumulação de reservas não seria estatisticamente distinta nos dois períodos, o que foi interpretado como uma sinalização da validade da hipótese de demanda precaucional por reservas no caso brasileiro. Ademais, os capitais de curto prazo parecem afetar mais as variações das reservas. Por fim, no período de flutuação cambial, as reservas tenderam a aumentar nos momentos de apreciação cambial, o que levou a considerar, mais uma vez, o comportamento do Banco Central como consistente com a hipótese de que a melhora no quadro de liquidez financeira internacional contribuiu para a alteração no perfil de vulnerabilidade externa.

Apêndice

Gráfico A.1

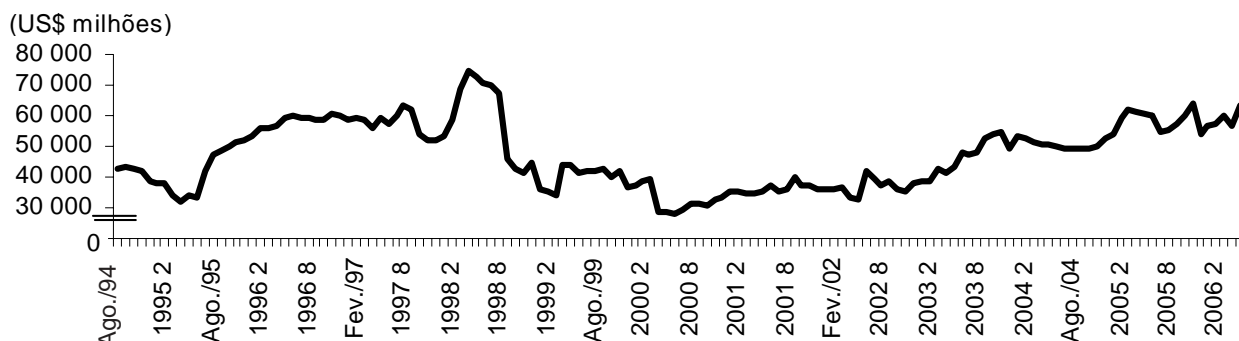
Resíduos dos componentes não observáveis especificados para a série das reservas internacionais no Brasil — jan./95-maio/06



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Gráfico A.2

Reservas internacionais, pelo conceito de liquidez internacional, no Banco Central do Brasil — ago./94-



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Tabela A.1

Grandes valores para os resíduos, delimitados por 3,5 desvios padrões, na série das reservas, no Brasil — jan./05-maio/06

PERÍODO SELECIONADO	IRREGULARIDADES		NÍVEL (tendência)	
	Valor	Estatística Py	Valor	Estatística Py
Set./98	-3,6631	0,0002	-5,7804	0,0000

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Tabela A.2

Grandes valores para os resíduos, delimitados por 2,5 desvios padrões, na série das reservas, no Brasil — jan./05-maio/06

a) irregularidades

PERÍODOS SELECIONADOS	VALORES	ESTATÍSTICA PY
Ago./98	3,3380	0,0005
Set./98	-3,6631	0,0002
Dez./98	2,6324	0,0047
Mar./99	-2,6753	0,0042

b) nível (tendência)

PERÍODOS SELECIONADOS	VALORES	ESTATÍSTICA PY
Mar./98	2,5696	0,0056
Set./98	-5,7804	0,0000
Abr./99	3,0680	0,0013
Abr./00	-2,8429	0,0026
Dez./05	-2,5084	0,0066

c) declividade (tendência)

PERÍODO SELECIONADO	VALOR	ESTATÍSTICA PY
Out./95	-2,5831	0,0054

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Tabela A.3

Resultados das estimativas do modelo $RS = f(CRE_{IEC}, DEB_{IEC})$ no Brasil — jan./95-ago./98

VARIÁVEIS	β_i	t-student
Constante	705,36	0,280
$\Delta(CRE_{IEC})$	0,6742	2,679
$\Delta(DEB_{IEC})$	0,8176	3,618
Ar (1)	0,3741	2,426

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. R^2 : 0,374.

2. Critério de informação de Akaike: 18,663.

3. Critério de informação de Schwartz: 18,828.

4. Durbin-Watson: 2,037.

5. Estatística-F: 7,555.

Tabela A.4

Teste de causalidade de Granger para o modelo 1.a com
uma defasagem, no Brasil — jan./95-ago./98

HIPÓTESE NULA	ESTATÍSTICA-F	P-VALOR
$\Delta(IEC)$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(RS)$	3,231	0,080
$\Delta(RS)$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(IEC)$	3,418	0,072
$\Delta(CRE_{IEC})$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(RS)$	3,865	0,057
$\Delta(RS)$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(CRE_{IEC})$	0,129	0,721
$\Delta(DEB_{IEC})$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(RS)$	0,075	0,785
$\Delta(RS)$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(DEB_{IEC})$	0,003	0,957

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Tabela A.5

Resultados das estimativas do modelo 2 com a
inclusão de CO , no Brasil — jan./99-maio/06

VARIÁVEIS	β_i	t-student
Constante	191,96	0,6128
$\Delta(TC)$	1,4657	2,2643
$\Delta(IDE)$	0,4572	1,9486
$\Delta(IEC)$	0,4821	3,0985
$\Delta(CO)$	-2,2446	-2,4289

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Tabela A.6

Resultados das estimativas do modelo 2 com a inclusão de *CO*, *CA* e *OIL*, no Brasil — jan./99-maio/06

VARIÁVEIS	β_i	<i>t-student</i>
Constante	185,82	0,8401
$\Delta(TC)$	0,7121	1,4699
$\Delta(IDE)$	0,4380	2,4446
$\Delta(IEC)$	0,5504	5,3935
$\Delta(CA)$	-4 141,87	-2,131
$\Delta(CO)$	0,3614	0,4487
$\Delta(OIL)$	0,4756	9,0869

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Tabela A.7

Teste de causalidade de Granger para o modelo 2 com uma defasagem, no Brasil — jan./99-maio/06

HIPÓTESE NULA	ESTATÍSTICA-F	P-VALOR
$\Delta(IEC)$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(RS)$	0,016	0,900
$\Delta(RS)$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(IEC)$	0,008	0,928
$\Delta(CA)$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(RS)$	1,106	0,295
$\Delta(RS)$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(CA)$	0,017	0,896

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Tabela A.8

Teste de causalidade de Granger para o modelo 2 com uma defasagem, no Brasil — abr./04-maio/06

HIPÓTESE NULA	ESTATÍSTICA-F	P-VALOR
$\Delta(IEC)$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(RS)$	1,213	0,274
$\Delta(RS)$ não causam, no sentido de Granger, $\Delta(IEC)$	0,012	0,913

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

NOTA: Considerando-se $RS = 43845,02 + 0,551 IEC$.
(0,000) (0,354)

Quadro A.1

Teste de heteroscedasticidade de White com produto cruzado (modelo 1.a), no Brasil — jan./05-ago./06

Estatística-F	0,4867	p-valor	0,8726
Obs R^2	5,057	p-valor	0,2934

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Quadro A.2

Teste para variáveis omitidas no modelo 1.a, no Brasil — jan./95-ago./98

VARIÁVEIS	ESTATÍSTICAS	VALORES	ESTATÍSTICAS	VALORES
CA	Estatística-F	0,7782	p-valor	0,3835
	Log likelihood ratio	0,8982	p-valor	0,3432
CO	Estatística-F	0,0093	p-valor	0,9238
	Log likelihood ratio	0,0108	p-valor	0,9171
GA	Estatística-F	0,0841	p-valor	0,7733
	Log likelihood ratio	0,0981	p-valor	0,7541
OIL	Estatística-F	4,0911	p-valor	0,0506
	Log likelihood ratio	4,5208	p-valor	0,0335
CRE _{IEC}	Estatística-F	1,9450	p-valor	0,1717
	Log likelihood ratio	2,2100	p-valor	0,1371
DEB _{IEC}	Estatística-F	0,9797	p-valor	0,3289
	Log likelihood ratio	1,1277	p-valor	0,2882
DEB _{IEC} e CRE _{IEC}	Estatística-F	2,5666	p-valor	0,0911
	Log likelihood ratio	5,7480	p-valor	0,0565

Quadro A.3

Teste de heteroscedasticidade de White com
produto cruzado (modelo 1.a com OIL),
no Brasil — jan./95-ago./98

Estatística-F	2,2751	p-valor	:
Obs R ²	22,731	p-valor	:

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Quadro A.4

Teste de heteroscedasticidade de White com produto
cruzado (modelo 2), no Brasil — jan./99-ago./06

Estatística-F	0,2090	p-valor	0,9924
Obs R ²	2,0701	p-valor	0,9903

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Quadro A.5

Teste para variáveis omitidas no modelo 2, no Brasil — jan./99-maio/06

VARIÁVEIS	ESTATÍSTICAS	VALORES	ESTATÍSTICAS	VALORES
CA	Estatística-F	4,1077	p-valor	0,0458
	Log likelihood ratio	4,2492	p-valor	0,0393
CO	Estatística-F	4,3023	p-valor	0,0411
	Log likelihood ratio	4,4455	p-valor	0,0350
GA	Estatística-F	0,0081	p-valor	0,9283
	Log likelihood ratio	0,0086	p-valor	0,9260
OIL	Estatística-F	91,541	p-valor	0,0000
	Log likelihood ratio	65,598	p-valor	0,0000
CO, CA, OIL	Estatística-F	33,081	p-valor	0,0000
	Log likelihood ratio	70,588	p-valor	0,0000
CA, OIL	Estatística-F	50,002	p-valor	0,0000
	Log likelihood ratio	70,369	p-valor	0,0000

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Quadro A.6

Teste de heteroscedasticidade de White com produto cruzado (modelo 2 com inclusão de *CA* e *OIL*), no Brasil — jan./99-maio/06

Estatística-F	4,4673	p-valor	0,0000
Obs R ²	50,537	p-valor	0,0002

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Quadro A.7

Teste de heteroscedasticidade de White com produto cruzado (modelo 2 com inclusão de *CA* e *dummies*), no Brasil — jan./99-maio/06

Estatística-F	2,3029	p-valor	0,0042
Obs R ²	41,242	p-valor	0,0157

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.

Referências

- AIZENMAN, J.; LEE, Y.; RHEE, Y. **International reserves management and capital mobility in a volatile world: policy considerations an case study of Korea**. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, 2004. (NBER Working Paper, n. 10.534).
- AIZENMAN, J.; MARION, N. P. **International reserves holding with sovereign risk and costly tax collection**. [s. l.]: Santa Cruz Center for International Economics, UC Santa Cruz, 2004. (Working Paper Series, n. 1014).
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS - BIS. **76th Annual Report**. Basle, 2006.
- BRASIL. Ministério da Fazenda. **O pré-pagamento do empréstimo do Brasil junto ao Fundo Monetário Internacional**. Brasília, DF: Ministério da Fazenda, 2005.
- DOOLEY, M. P.; FOLKERTS-LANDAU, D.; GARBER, P. **International financial stability**. Deutsche Bank, 2005.
- DOOLEY, M. P.; FOLKERTS-LANDAU, D.; GARBER, P. **The revived Bretton Woods System: the effects of periphery intervention and reserve management on interest rates and exchange rates in center countries**. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, 2004. (NBER Working Paper, n. 10.332).
- EDWARDS, S. The demand for international reserves and exchange rate adjustments: the case of LDCs, 1964-1972. **Economica**, v. 50, p. 269-280, 1983.
- EICHENGREEN, B. **Global imbalances and the lessons of Bretton Woods**. Washington, D. C.: National Bureau of Economic Research, 2004. (NBER Working Papers, n. 10.497).
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2. ed. New York: Wiley & Sons, 2004.
- FLOOD, R.; MARION, N. P. Holding international reserves in an era of high capital mobility. In COLLINS, S. M.; RODRIK, D. (Ed). **Brookings Trade Forum 2001**. Washington, D. C.: Brookings Institution, 2002.
- FRENKEL, J. International liquidity and monetary control. In: VON FURSTENBERG, G. M. (Ed.). **International money and credit: the policy roles**. Washington, D. C.: IMF, 1983.
- GARCIA, M. G. P. Brazil in the 21st Century: how to escape the high interest trap? In: ANNUAL Latin American CREDPR Conference, 2002, Stanford. Stanford, CA, Stanford University, 2002. Disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br>>.
- GLOBAL FINANCIAL STABILITY REPORT. Washington, D. C.: IMF, 2003.
- GOLDSTEIN, M. **Debt sustainability Brazil and the IMF**. Washington, D. C.: Institute for International Economics, 2003. (Working Papers, n. 03-1).
- GRANGER, C. W. J.; HUANG, B.; YANG, C. W. A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asia Flu. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, n. 40, p. 337-354, 2000.
- POLÍTICA ECONÔMICA EM FOCO: boletim. Campinas: Unicamp; Instituto de Economia, n. 7, nov. 2005/abr. 2006.
- PRASAD, E. et al. **Effects of financial globalization on developing countries: some empirical evidence**. Washington, D. C.; IMF, 2003.
- WORLD BANK. **Economic growth in the 1990s: learning from a decade of reform**. Washington, D. C.: World Bank, 2005.
- WORLD ECONOMIC OUTLOOK. Washington, D. C.: IMF, Apr 2006.
- ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.