

RESERVAS INTERNACIONAIS PARA O BRASIL: PATAMARES ÓTIMOS E CUSTOS FISCAIS*

Christian Vonbun**

Este artigo mostra o cálculo do nível ótimo de reservas internacionais para o Brasil no período entre o primeiro trimestre de 1998 e o quarto de 2008, por meio da metodologia proposta por Jeanne e Rancière (2006). São estimados os custos fiscais da retenção desse ativo, bem como as economias e os custos fiscais desnecessariamente incorridos nos períodos em que as reservas observadas diferiram do nível ótimo, em diversos cenários. De acordo com os resultados obtidos, o nível de reservas observado recentemente no Brasil parece encontrar-se um pouco acima do nível ótimo, de acordo com os cenários e hipóteses mais prováveis para os principais parâmetros do modelo. Se a trajetória recente de rápido crescimento das reservas for retomada, os custos fiscais tendem a ser cada vez maiores para o governo e para os contribuintes.

1 INTRODUÇÃO

O papel clássico das reservas internacionais é o de garantir uma determinada cotação ou uma banda cambial e financiar déficits temporários no balanço de pagamentos (HELLER, 1968). Todavia, historicamente, países com câmbio flutuante continuaram a acumular reservas cambiais, fato que permanece nos dias atuais. A razão disso é que as reservas internacionais são úteis para evitar e/ou mitigar os custos de crises, como “paradas súbitas” (*sudden stops*), *defaults* e mesmo crises cambiais (AIZENMAN e LEE, 2007). Elas também podem ser usadas em regimes de flutuação suja – em que o banco central (BC) “administra” as taxas de câmbio para reduzir sua volatilidade ou para tentar influenciar sua cotação – relacionados ao que Calvo e Reinhart (2002) chamaram de “medo de flutuar” (*fear of floating*), em que as reservas também têm o papel de facilitar uma volta atrás na decisão de liberalizar o câmbio. Além disso, a liquidez internacional pode adicionalmente representar uma aplicação temporária de recursos que virão a ser utilizados para o pagamento de obrigações a vencer, por exemplo.

Contudo, há custos em sua manutenção, estes ligados ao *spread* entre os juros recebidos com a aplicação das reservas nos mercados internacionais e os retornos abdicados por não se investir em alguma aplicação alternativa desses recursos, como o repagamento de dívidas interna e/ou externa e o investimento produtivo, por exemplo. Havendo custos e benefícios, é bem provável que haja um volume

* O autor agradece a colaboração de Fernando Gonçalves, os comentários de Elcyon C. Rocha Lima e de Marcelo Nonnenberg e os dados fornecidos por Katia Rocha, bem como aos dois pareceristas anônimos e ao editor da revista *Pesquisa e Planejamento Econômico*, pelos valiosos comentários e sugestões. Todas as falhas e omissões são de responsabilidade do autor.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas – DIMAC/Ipea.

ótimo de reservas internacionais, que iguala os custos e benefícios marginais da manutenção do ativo.¹

Isto motivou o florescimento da literatura sobre reservas ótimas, a partir da contribuição seminal de Kenen e Yudin (1965), Heller (1966), e Machlup (1966). Diversas contribuições se seguiram, muitas das quais apenas preocupadas em explicar a função de demanda por reservas, visto que, ao contrário do que previa a teoria, países que abandonaram as paridades cambiais, após o colapso do sistema Bretton Woods, mantiveram e, em alguns casos, elevaram a demanda pelo ativo.²

Mas a literatura sobre reservas ótimas avançou, com destaque para Hamada e Ueda (1977) e Frenkel e Jovanovic (1981) e, mais recentemente, Ben-Bassat e Gottlieb (1992). Os dois últimos desenvolveram um modelo simples, que minimizava uma função perda do governo, que incluía os custos de uma crise, bem como os efeitos das reservas em reduzir sua probabilidade.³

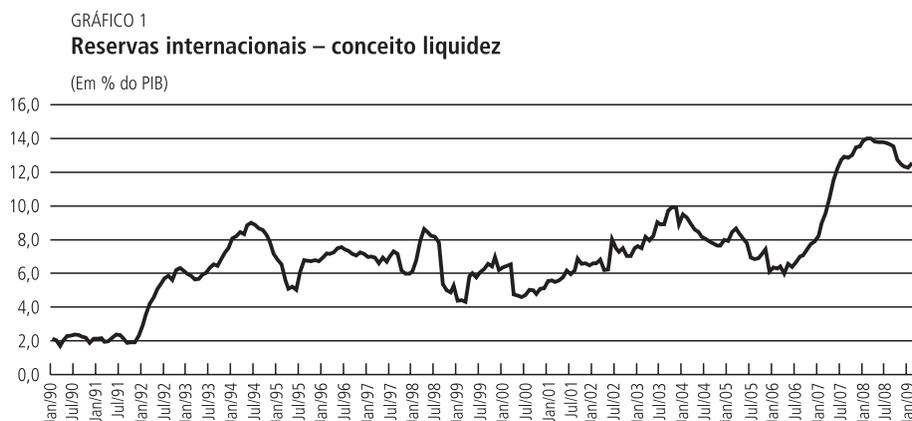
O tema, contudo, perdeu importância na década de 1980. Foi apenas com as crises cambiais da segunda metade dos anos 1990 e o subsequente movimento de rápida acumulação de reservas que a literatura ganhou novo fôlego. A nova safra de pesquisas se caracterizou pela introdução de novos modelos, com destaque para o modelo de Jeanne e Ranciére (2006) – doravante JR – um dos primeiros esforços para produzir um modelo microfundamentado.

Em linha com o fenômeno de contínua expansão da aquisição de liquidez internacional – notadamente por países emergentes (JEANNE, 2007) e exportadores de petróleo – que se seguiu às crises dos anos 1990, e que foi denominado por Wyplosz (2007) “massiva acumulação de reservas internacionais” (WYPLOSZ, 2007, p. 1, tradução nossa), o Brasil também iniciou um relevante processo de compra do ativo. De fato, o nível de reservas internacionais mantidas pelo Banco Central do Brasil (BCB) apresentou um crescimento praticamente monotônico até o agravamento da crise financeira dos Estados Unidos. Em agosto de 2008, elas já atingiam a cifra de US\$ 205,1 bilhões, após o que registraram leve queda para US\$ 186,9 bilhões, em fevereiro de 2009. O gráfico 1 mostra a evolução da razão reservas/Produto Interno Bruto (PIB), que apresenta elevação explosiva no período recente e retração pós-crise, já revertida em fevereiro de 2009, ainda que devido ao efeito da retração do PIB em dólares, e não do aumento da liquidez internacional.

1. Para uma boa resenha da literatura sobre reservas internacionais, consulte Bahmani-Oskoei e Brown (2002). Cavalcanti e Vonbun (2008) também fazem uma resenha mais curta, porém mais atualizada, sobre o tema.

2. Alguns exemplos são os trabalhos de Clark (1970), Heller e Kahn (1978), Saidi (1981), Frenkel (1980a, 1980b, 1983).

3. Este foi um dos modelos que mais gerou aplicações e extensões, podendo-se citar: Cavalcanti e Vonbun (2007 e 2008), Angarita (2006), Ozyildirim e Yaman (2005), GIE (2004), Vimolchalao (2003), Blanco e Córdoba (1996) e Oliveros e Varela (1994), entre outros.



Fonte: BCB.

De acordo com dados do BCB, no ano de 2008, o Brasil possuía reservas 3,71 vezes maiores do que em 1997, ano da crise da Ásia, quando o país tinha câmbio afixado e sobreviveu relativamente incólume ao evento – graças também à elevação dos juros pela autoridade monetária.

De fato, a pouca literatura sobre o tema no Brasil mostra evidências de uma acumulação exagerada de reservas. Silva e Silva (2004) empregaram o modelo de Frenkel e Jovanovich (1981), calculando o nível ótimo de reservas entre janeiro de 1995 e março de 2004, e concluíram que o BCB já possuía, naquele momento, mais reservas que o considerado ótimo. Cavalcanti e Vonbun (2008) utilizaram o modelo de Ben-Bassat e Gottlieb (1992) para estimar o nível ótimo de reservas⁴ para o período entre 1999 e 2007, aprofundando as extensões feitas sobre o referido modelo, anteriormente apresentadas em Cavalcanti e Vonbun (2007).⁵ Na maioria dos cenários, especialmente nos considerados mais prováveis, a conclusão foi de que as reservas observadas estariam acima dos patamares ótimos estimados.

Entretanto, a relativa escassez de pesquisas acerca do nível ótimo de reservas para o país sugere a necessidade de novas aplicações para o caso brasileiro, inclusive em função das limitações de cada modelo específico.

Conforme mencionado, Jeanne e Ranciére (2006) apresentam um modelo de determinação de reservas ótimas que possui as desejáveis características de ser microfundamentado – portanto, é coerente com as hipóteses microeconômicas de agentes racionais e maximizadores, o que incrementa a probabilidade de obtenção

4. O artigo também calculou os custos sociais da sobreacumulação das reservas, para cenários selecionados.

5. Essas extensões se referem à endogenização do *spread*, que representa o custo de oportunidade da manutenção das reservas, antes considerados exógenos ao modelo.

de resultados consistentes – e de respeitar o problema de otimização intertemporal de uma pequena economia sujeita a um choque no balanço de pagamentos. Além disso, o modelo é um dos primeiros a apresentar uma estrutura dinâmica e é pioneiro em admitir a calibragem de algum grau discricionário de aversão ao risco.

O modelo assume que as reservas serviriam como um seguro, e seriam usadas para mitigar os custos de uma parada súbita exógena. Seus autores afirmam que seu trabalho consegue explicar “uma parte significativa da variação inter-regional do nível observado de reservas (...)” (JEANNE e RANCIÉRE, 2006, p. 3, tradução nossa) e capturar diversos fatos estilizados de episódios de paradas súbitas.

Conforme definido em Calvo (1998), paradas súbitas são interrupções no influxo de capitais para países emergentes, os quais podem levar a importantes reduções da absorção externa e do crescimento de curto prazo das economias afetadas.⁶ Os modelos desta literatura não costumam se preocupar com as causas do evento, mas com suas consequências, daí o motivo de o modelo considerar as crises como exógenas.⁷

O principal objetivo deste trabalho é apresentar o cálculo do nível ótimo de reservas para o Brasil por meio da metodologia de Jeanne e Ranciére (JR), algo inédito na literatura, o que permite a comparação com os resultados dos anteriores, contribuiu para o debate acerca da acumulação de reservas pelo país e fornece subsídios aos formuladores de política. Além disso, a segunda meta do artigo consiste em calcular o custo ou a economia fiscal de manter as reservas fora do volume ótimo, o que aparentemente é algo também inédito na literatura. A importância deste cálculo é a de tornar mais palpável e transparente o custo da política de reservas, permitindo a comparação desta política com usos alternativos dos recursos públicos disponíveis.

Os resultados indicam que a política de reservas do BCB não foi inadequada no período analisado como um todo, mas também apontam para uma moderada sobreacumulação recente de liquidez internacional por parte da autoridade monetária, em relação aos volumes ótimos, nos principais cenários. As estimativas dos custos fiscais totais anualizados de carregamento das reservas ficaram entre 3,17% e 3,21% do PIB. Além disso, os gastos fiscais excessivos esperados, também estimados, apontam para custos reais na faixa entre 0,04% e 2,04% do PIB, excetuando-se os dois cenários, tidos como excessivamente conservadores, que sugerem que as reservas ótimas seriam superiores às observadas.

A próxima seção descreve o modelo de JR. A seguinte discute as hipóteses e parâmetros utilizados no modelo para o cálculo das reservas ótimas e apresenta

6. Ver Jeanne e Ranciére (2006) para um maior detalhamento do impacto dos *sudden stops* sobre a absorção externa e o produto.

7. É bem possível, contudo, que o nível de reservas impacte a probabilidade, além da intensidade das crises. Uma extensão do modelo de JR admite esta possibilidade, mas tal estimativa não será realizada neste artigo, uma vez que o modelo apresentado em Cavalcanti e Vonbun (2007) já leva esta hipótese em consideração.

seus resultados, discutindo-os brevemente. A quarta seção mostra estimativas dos custos fiscais de manter as reservas e dos “desperdícios” causados pela manutenção do ativo em volumes não ótimos. A quinta seção traz a conclusão e as considerações finais.

2 O MODELO DE JEANNE E RANCIÉRE

Conforme mencionado, o modelo de JR é desenhado para captar os fatos estilizados de uma parada súbita, bem como dos efeitos das reservas como mitigador dos efeitos de uma crise exógena ao modelo.

O modelo considera uma economia com tempo discreto, e a economia do país doméstico é composta pelo setor privado e pelo governo. O primeiro é modelado por meio de um consumidor representativo, sujeito à restrição orçamentária abaixo:

$$C_t = Y_t + L_t - (1+r)L_{t-1} + Z_t \quad (1)$$

O produto doméstico é representado por Y_t e L_t corresponde à dívida externa (privada) do consumidor representativo, enquanto Z_t é a transferência líquida do governo. Representa-se o consumo por C_t . A taxa de juros real r é constante e assume-se que o setor privado não deixa de pagar a dívida externa. Tanto o produto quanto a dívida externa privada crescem à taxa exógena g (que é, por hipótese, menor que r), até que ocorra uma parada súbita. O evento implica uma crise de rolagem da dívida, que afeta o produto, o qual cai abaixo da tendência de crescimento de longo prazo, na proporção γ . Assume-se que L (a dívida externa privada) cai a zero em uma crise, ou seja, é plenamente saldada, por motivos de normalização. Após a crise, L permanece em zero e o produto retorna à sua trajetória de longo prazo. A probabilidade de ocorrência de paradas súbitas é de π a cada período, após o que toda incerteza acaba.⁸ Denotando os subscritos b , d e a como antes, durante e após as crises e λ como o nível de dívida externa privada (de curto prazo) como proporção do PIB no período pré-crise, as hipóteses assumidas podem ser representadas por:

$$Y_t^b = Y_t^a = (1+g)^t Y_0, Y_t^d = (1-\gamma)(1+g)^t Y_0 \quad (2)$$

$$L_t^b = \lambda(1+g)^t Y_0, L_t^d = L_t^a = 0 \quad (3)$$

8. A hipótese é que, após a crise, o *default* e o repagamento dos compromissos privados, a normalidade seja restaurada, em função de não haver dívida externa pública nem a necessidade de rolagem da dívida privada, quitada por meio da utilização das reservas.

Ao contrário do setor privado, o governo emite dívidas de longo prazo que podem não ser pagas em uma parada súbita.⁹ O preço de um título antes de uma crise, portanto, é:

$$P = \frac{1}{r + \delta + \pi} \quad (4)$$

onde δ é o prêmio a termo,¹⁰ que não inclui o prêmio de risco, já considerado em π . Conforme mencionado, r é a taxa de juros de curto prazo, que incide sobre a dívida externa privada. Assim, o governo paga um *spread* sobre a dívida externa privada de curto prazo, em função do risco de *default* e do prêmio a termo. A premissa de que o governo emite os títulos de longo prazo para financiar as reservas implica:

$$R_t = PN_t \quad (5)$$

onde N_t é o número de títulos emitidos no momento t . As reservas são acumuladas antes de uma parada súbita, já que a própria definição do evento implica a impossibilidade de emissão de títulos. Importante notar, assume-se que os títulos pagam um cupom de uma unidade de produto por período, até a ocorrência de um *default*. Assim, a restrição orçamentária do governo fica:

$$Z_t + R_t + N_{t-1} = P(N_t - N_{t-1}) + (1 + r)R_{t-1} \quad (6)$$

O termo N_{t-1} , do lado esquerdo da equação se refere ao pagamento de juros (cupom) sobre o título, que paga uma unidade de produto por período. A partir da equação (6), pode-se chegar ao valor das transferências, antes do *sudden stop*:

$$Z_t^b = -\left(\frac{1}{P} - r\right)R_{t-1} = -(\delta + \pi)R_{t-1} \quad (7)$$

Como se pode observar, a transferência é negativa, isto é, o governo tem que tributar o consumidor representativo para pagar o custo de carregamento das

9. Em função do fato de que uma crise implica o não pagamento dos títulos, a maturidade esperada dos mesmos é $1/\pi$, já que o título deixa de existir com o evento.

10. Dado que os títulos públicos são de longo prazo e que os privados são de curto e que o prêmio de risco já foi contabilizado, resta o resíduo δ , que contabiliza, portanto, a remuneração pelo maior prazo da dívida pública.

reservas. Este custo é proporcional à probabilidade de crises e ao prêmio a termo (*term premium*). No caso de ocorrência de uma parada súbita, o governo transfere as reservas (líquidas do último pagamento de juros) ao consumidor representativo, para que ele repague a dívida externa do consumidor representativo, que não foi rolada.

$$Z_t^d = (1 - \delta - \pi)R_{t-1} \quad (8)$$

JR assume $\delta + \pi < 1$, o que assegura que esta transferência será positiva. De acordo com as hipóteses do artigo, o governo se torna inativo após o *sudden stop*, de modo que R_t , N_t e Z_t são iguais a zero. Usando as equações (7) e (8) para substituir a variável Z_t^d na equação (1), obtemos o nível de consumo doméstico nas três situações possíveis: antes, durante e depois de um *sudden stop*.

$$C_t^b = Y_t^b + L_t^b - (1+r)L_{t-1}^b - (\delta + \pi)R_{t-1} \quad (9)$$

$$C_t^d = (1-\gamma)Y_t^b - (1+r)L_{t-1}^b + (1-\delta-\pi)R_{t-1} \quad (10)$$

$$C_t^a = Y_t^a \quad (11)$$

As equações (9) e (10) deixam claro o *trade-off* envolvido na escolha do volume de reservas: o consumo será menor no período t , se as reservas subirem em $t-1$, caso não ocorra crise. Em caso de crise, o consumo será maior em t , se as reservas forem mais elevadas. Assim, acumular reservas é como fazer um seguro, que transfere poder de compra entre os períodos e os estados da natureza descritos.

A função objetiva do governo é a que maximiza o valor presente esperado da utilidade do consumidor representativo.

$$U_t \sum_{s=0, \dots, \infty} (1+r)^{-s} u(C_{t+s}) \quad (12)$$

A função utilidade esperada (interpretada como fluxo) tem, de acordo com a especificação do artigo, a forma funcional abaixo, onde σ representa o grau de aversão ao risco do governo.

$$u(C) = \frac{C^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \quad (13)$$

Visto isso, o problema do governo é obter o nível de reservas que maximize a utilidade esperada (U_t) em cada período t , antes, naturalmente, da ocorrência de uma crise.¹¹ Assim:

$$R_t = \arg \max (1 - \pi)u(C_{t+1}^b) + \pi u(C_{t+1}^d) \quad (14)$$

A condição de primeira ordem, considerando que C_{t+1}^b e C_{t+1}^d são dados pelas equações (9) e (10), é:

$$\pi(1 - \delta - \pi)u'(C_{t+1}^d) = (1 - \pi)(\delta - \pi)u'(C_{t+1}^b) \quad (15)$$

Definindo p_t como a taxa marginal de substituição entre o consumo no período de *sudden stop* e o período anterior a uma crise, conforme expresso abaixo:

$$p_t = \frac{u'(C_t^d)}{u'(C_t^b)} \quad (16)$$

Podemos, então, reescrever a condição de primeira ordem (15):

$$\rho = \lambda + \gamma - \frac{p^{1/\sigma} - 1}{1 + (p^{1/\sigma} - 1)(1 - \delta - \pi)} \left(1 - \frac{r - g}{1 + g} \lambda - (\delta + \pi)(\lambda + \gamma) \right) \quad (17)$$

onde ρ é a proporção do PIB que dá o nível ótimo de reservas.¹² Esta é a equação, portanto, que determina o nível ótimo de reservas, como fração do produto.

2.1 Discussão do modelo

Como já foi observado, o modelo de JR apresenta uma estrutura dinâmica, microfundamentada, que permite um cálculo coerente das reservas ótimas para países sujeitos a *sudden stops*, sendo o pioneiro em incorporar a aversão ao risco das autoridades e a captar fatos estilizados desses episódios. Outra vantagem do mesmo, em relação aos anteriores, é a possibilidade de se trabalhar com uma

11. O texto mostra que acumular reservas equivale a substituir dívidas de curto prazo por dívidas de longo prazo, no consolidado dos passivos do país, ou seja, é equivalente a repagar as dívidas de curto prazo por meio do endividamento de longo prazo. Isto reduz o risco de liquidez, mas eleva o custo de carregamento da dívida.

12. Onde λ é a razão entre a dívida externa privada em relação ao PIB; δ é o prêmio a termo; g é a taxa de crescimento do PIB; r é a taxa de juros sobre a dívida externa privada de curto prazo; γ é o custo de uma parada súbita, em termos de PIB, e π é a probabilidade de uma parada súbita.

solução analítica, ao contrário de modelos que o antecedem, que exigem soluções numéricas.¹³ Segundo seus autores, o trabalho é capaz de captar diversos fatos estilizados da literatura de *sudden stops*, bem como de explicar diferenças inter-regionais nos níveis de reservas internacionais observadas em diversos países. O fato de ser microfundamentado confere ao modelo a faculdade de respeitar as hipóteses microeconômicas de agentes racionais maximizadores e de não apenas respeitar as restrições orçamentárias intertemporais, como também de levá-las em consideração na formulação da política.

Todavia, como todos os modelos, o de JR também apresenta uma série de limitações. A primeira delas é considerar a probabilidade de crises e o custo de captação externo como exógenos ao volume de reservas.¹⁴ Ainda, o modelo não considera benefícios relativos à gestão da taxa de câmbio (e de sua volatilidade) pelo BC. Além disso, o principal custo de oportunidade das reservas seria a soma de um prêmio a termo e de um prêmio de risco que a autoridade monetária pagaria acima do que remuneram os títulos dos agentes privados, que se endividam apenas no curto prazo. Esta é uma meia verdade, visto que a hipótese de que o setor privado não dá *default* na dívida externa é muito forte, especialmente em um contexto em que o setor público o faz. Na prática, ainda que haja um prêmio a termo, quem paga um prêmio de risco sobre os títulos públicos é o setor privado. Por outro lado, faz sentido crer que o prêmio de risco seja maior quanto mais distante o vencimento, com um prêmio de risco no longo prazo apresentando um valor mais elevado que o prêmio de risco de um título de curto prazo. Como o modelo assume que o setor privado se endivida apenas no curto prazo, esta simplificação é aceitável. É importante salientar que isto ocorre em virtude da hipótese do modelo de que apenas o setor público emite títulos de longo prazo – e de que ele tem vantagens comparativas em relação ao setor privado para fazê-lo.¹⁵ Isto justifica o porquê de apenas o setor público ter risco de *default*, relacionado a títulos de longo prazo.

O modelo também assume que cada dólar das reservas tem a capacidade de mitigar exatamente um dólar de custo de uma crise, o que pode não acontecer. Uma vez ocorrida a crise, o uso das reservas pode reduzir o custo da crise em proporção menor (ou maior) ao valor despendido, não havendo razoável certeza, em nível teórico ou empírico, para crer em nenhum valor *a priori*.

Outra hipótese simplificadora que dificulta a utilização de dados observados no modelo é a de que a taxa de juros livre de risco no mercado internacional tem de

13. Este é o caso, por exemplo, de Caballero e Panageas (2004) e de Ben-Bassat e Gottlieb (1992) e seus derivados.

14. De fato, o modelo prevê a incorporação da probabilidade de crise endógena, mas, devido à maior complexidade de cálculo, esta não será abordada neste artigo, inclusive, por já ter sido considerada em Cavalcanti e Vonbun (2008).

15. O artigo mostra o porquê desta vantagem, mas isto foge ao escopo do presente trabalho.

ser maior ou igual à taxa de crescimento do PIB, após uma parada súbita (JEANNE e RANCIÈRE, 2006, p. 7) e que a dívida externa privada é totalmente saldada. Essas hipóteses não apenas implicam dificuldades para a solvência de longo prazo do devedor, como também não são necessariamente observadas na prática.

O modelo desconsidera outros fatores que implicam maior vulnerabilidade externa, como a entrada pregressa de investimentos de curto e de longo prazos, por exemplo. Também é ignorada a possibilidade de recuperação de recebíveis em caso de um não pagamento da dívida externa, pois, nessa situação, esses títulos perdem inteiramente o valor e não são mais saldados. Naturalmente, esta hipótese é extrema e não representa o que ocorreu na maioria dos casos de crises de *default*. Por um lado, isto traz implicações sobre os custos de um *default* (elevando-os) e sobre o *spread* pago pelo governo. Por outro, havendo expectativa de recuperação de compromissos não quitados, os *spreads* caem em relação ao caso em que não há essa expectativa, mesmo a uma probabilidade constante de *default*. Portanto, o prêmio de risco observado na realidade tende a apresentar um componente que o distancia da probabilidade de uma crise (π , no modelo de JR), que o modelo não contabiliza.

3 APLICAÇÃO PARA O BRASIL

3.1 Descrição e estimativas dos parâmetros

O comportamento das reservas ótimas é determinado por sete parâmetros: *i*) a probabilidade de uma parada súbita (*sudden stop*), π ; *ii*) o custo desta crise como proporção do PIB, γ ; *iii*) a proporção de dívida externa privada sobre o PIB, λ ; *iv*) a taxa de juros de curto prazo livre de risco (o retorno das reservas), r ; *v*) o prêmio de termo (*term premium*), δ ; *vi*) a taxa de crescimento da economia, g ; e *vii*) a aversão ao risco, σ .

Os resultados do modelo são, naturalmente, sensíveis aos parâmetros nele introduzidos, e justamente na sua escolha reside uma das principais contribuições deste artigo, já que o modelo em si é rigorosamente o mesmo proposto por JR. Entretanto, as tentativas de calibrar o modelo com dados que representem a realidade do Brasil esbarram nas dificuldades de se observar e estimar alguns desses parâmetros. Isto torna vantajosa a utilização de cenários, o que permite a formulação de hipóteses e aumenta o intervalo de confiança dos resultados. Para a construção desses cenários, é necessário definir as variáveis, explicar sua origem e mostrar as suas estimativas, de modo que a construção dos cenários seja balizada em uma argumentação razoável. É isto que se busca fazer nesta seção.

Primeiramente, é importante ressaltar que a política de reservas não é uma política conjuntural, exceto quando o objetivo seja, explicitamente, o de administrar ativamente a taxa de câmbio. No que se refere ao modelo de JR, trata-se de uma

política de minimização do impacto de crises inevitáveis, o que muito se assemelha a um seguro. Assim, à óbvia exceção da ocorrência de uma crise, o nível de reservas não deve ser determinado em função de fatores conjunturais. Apenas deve ser adaptado em função de alterações estruturais dos parâmetros, razão para o uso de médias de longo prazo na maioria dos cenários de calibragem do modelo.

Algumas variáveis são invariáveis entre os cenários – exceto os que usam médias móveis –, pois ou são observáveis ou são valores usualmente empregados na literatura.

Assim, será utilizado o mesmo coeficiente de aversão ao risco (σ) empregado por JR, de valor 2. Segundo JR, este é o valor-padrão da literatura de ciclos reais de negócios. Gonçalves (2007), em modelo baseado no de JR, também utiliza essa mesma hipótese. Já a média observada da proporção da dívida externa privada sobre o produto (λ), no Brasil,¹⁶ entre o quarto trimestre de 1995 e o último de 2008, foi de 17,25%.

A taxa de juros r foi aproximada pelo retorno dos bônus de cinco anos (maturidade constante) do Tesouro dos Estados Unidos, com dados obtidos junto ao Federal Reserve Bank of Minneapolis. Ainda que o modelo de JR indique a utilização de títulos de curto prazo – portanto, de prazo menor que um ano –, há três motivos para usarmos taxas de juros de médio prazo (cinco anos). O primeiro é que as empresas privadas brasileiras parecem conseguir captar títulos de cinco anos com a mesma facilidade que títulos de curto prazo, quando observamos os dados sobre títulos corporativos do JP Morgan. O segundo é que os juros muito curtos são demasiadamente influenciados pelos movimentos de política monetária do Federal Reserve (Fed), que distorcem a curva de juros. Os títulos de cinco anos também sofrem este efeito, mas em menor intensidade. O último motivo é a virtual inexistência de títulos soberanos brasileiros de vida média de um ano. Portanto, apenas foi possível calcular o *spread* (δ) entre títulos de cinco anos e os títulos de prazo mais longo. Note-se que esta opção reduz o *spread* δ e, conseqüentemente, o custo de carregamento das reservas, o que contribui para a sobre-estimação das reservas ótimas por este modelo.

Assim, o prêmio a termo δ advém do *spread* entre os retornos no mercado secundário de dois títulos públicos soberanos de curto e longo prazos, o BR *Republic* 10 (vida média de 4,9 anos, na amostra) e o BR *Republic* 40 (vida média de 36,1 anos), ambos obtidos junto à base de dados do JP Morgan. Infelizmente, contudo, as heterogeneidades entre as maturidades, datas de lançamento e de vencimento dos diversos títulos limitam o período da amostra. Esses títulos foram escolhidos por apresentarem o maior período amostral em que há informações para ambos, ao mesmo tempo em que as vidas médias esperadas dos títulos os caracterizam

16. Dados oriundos do IPEADATA e do BCB.

claramente como tendo prazos bem diferentes. A diferença média entre os retornos desses títulos é de 1,89 ponto percentual (p.p.), em favor dos títulos mais longos, no período entre junho de 2002 e setembro de 2006. Este, portanto, foi o valor utilizado para o parâmetro δ .

O crescimento do PIB (g) foi calibrado com o valor médio do período entre o quarto trimestre de 1995 e o mesmo período de 2008: 3,2%.¹⁷ Ainda que este valor seja inadequado para refletir o comportamento do PIB brasileiro no final da amostra, cabe ressaltar a baixíssima sensibilidade do modelo a esse valor. Note-se que um teste em que se realizou a troca do valor do parâmetro de 3,2% para 5%, em dezembro de 2008 (no arcabouço do cenário 4), resultou em um volume de reservas apenas 0,49% menor. Assim, sem perder a consistência com a regra de formação das demais variáveis, a utilização da média amostral (bem abaixo do crescimento de 5,1% de 2008) para o período referido não traz prejuízos à análise.

Uma atenção especial foi prestada à estimativa de probabilidade de crise (π) na maioria dos cenários. Inclusive, sobre essa variável serão consideradas hipóteses diferentes entre os cenários. Foram feitas duas estimativas para este parâmetro. A primeira baseia-se na relação de equilíbrio (18) encontrada por Feder e Just (1977), também empregada por Ben-Bassat e Gottlieb (1992) e posteriormente por Angaríta (2006), Ozyildirim e Yaman (2005), GIE (2004), Vimolchalao (2003), Blanco e Córdoba (1996) e Oliveros e Varela (1994), bem como por Cavalcanti e Vonbun (2007, 2008), como *proxy* para a probabilidade de crises de *default*.¹⁸

A equação dispõe que a probabilidade de *default* pode ser aproximada pelo valor descontado do *spread* da dívida externa em relação aos juros livres de risco, assumindo-se a hipótese de mercados eficientes e neutralidade ao risco. Como o modelo de JR assume que um *default* ocorre durante uma crise de *sudden stop*, é razoável supor que a mesma estimativa possa ser utilizada como *proxy* para a probabilidade de uma crise de parada súbita, ainda que nem todos os *defaults* ocorram em crises de parada súbita.¹⁹

A relação encontrada por Feder e Just (1977) é, portanto:

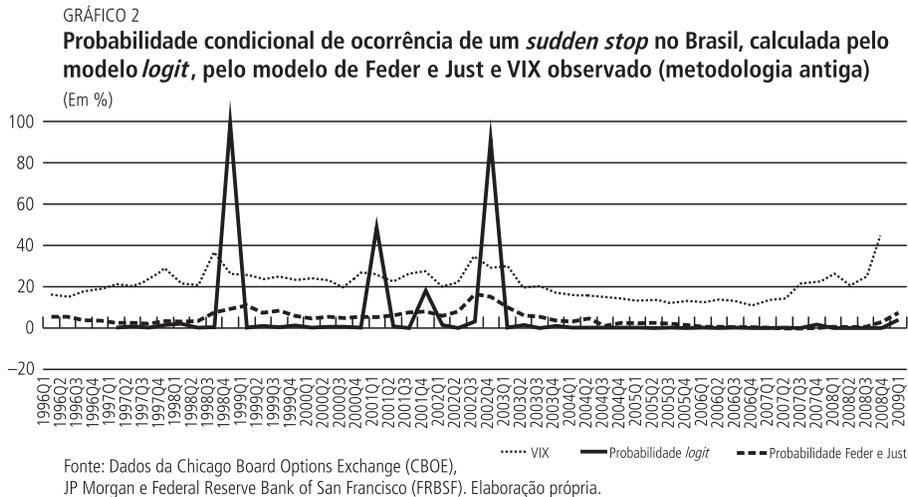
$$\frac{\pi}{(1 - \pi)} = \frac{(i_D - i_i)}{(1 + i_i)} \quad (18)$$

17. Dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) obtidos no IPEADATA, referentes à variação real do PIB.

18. Esta relação foi originalmente derivada com o objetivo de quantificar os componentes dos *spreads* dos títulos sobre a taxa LIBOR, no euromercado.

19. A frequência relativamente baixa de crises de *default* e de *sudden stop* permite fazer esta pequena aproximação.

onde π é a probabilidade de *default*, i_D é a taxa de juros paga sobre a dívida externa pública e i_i é a taxa de juros internacional, livre de risco e de prazo comparável. No nosso caso, a relação reduz-se ao quociente entre a diferença entre o risco país e o prêmio a termo (δ)²⁰ e o fator de desconto, cuja taxa de juros é representada pelo retorno médio dos bônus do Tesouro dos Estados Unidos de cinco anos, a taxa r . A subtração do termo δ se dá para compatibilizar a diferença da vida média entre o EMBI+ e a taxa de juros r , também retirando do cálculo do risco de crise o prêmio a termo, visto que o que interessa é o risco de *default*.^{21, 22} A partir desta relação, foi possível extrair a *proxy* da probabilidade média de parada súbita, que aparece no gráfico 2 (linha tracejada), já que tal probabilidade pode ser calculada em função de variáveis observáveis. É importante notar, contudo, que isto viola uma das hipóteses do modelo de JR, de que a probabilidade não é endógena às reservas. Como já demonstrou Ben-Bassat e Gottlieb (1992), entre outros, o risco país tende a ser, de fato, endógeno ao volume de reservas. Como se trata de uma *proxy*, é possível negligenciar esta ressalva.



O valor médio da probabilidade de crise para o período entre o último trimestre de 1995 e o mesmo período de 2008 foi de 4,54%, valor bem destoante do calibrado por JR, de 10%, mas mais consistente com a hipótese de eficiência do mercado e com os *spreads* observados.

20. De modo a converter o *spread* de longo prazo do EMBI+ em um *spread* de cinco anos. Contudo, isto implica uma aproximação, pois o EMBI+ tem vida média aproximada de 15 anos e δ foi calculado como a diferença entre títulos de 36 anos e de 5 anos. Esta aproximação tende a reduzir a probabilidade calculada de crise, portanto contribui para uma subestimativa das reservas ótimas, quando estimadas pelo modelo de JR.

21. Este último aproxima o risco de *sudden stop*.

22. Ver equação (4).

Em função das limitações de se trabalhar com probabilidades de um *sudden stop* por intermédio do risco país – sob a hipótese forte de neutralidade ao risco –, é conveniente apresentar também uma estimativa empírica. Portanto, a segunda metodologia aplicada consiste na estimação de um modelo *logit* em painel, inspirado no trabalho de Calvo, Izquierdo e Mejía (2004), que faz este tipo de estimativa.²³ A probabilidade estimada pelo modelo *logit*, que pode ser vista no gráfico 2 (linha cheia, sem marcador), é bastante volátil. Isto representa um complicador para a política de reservas, visto que seu volume ótimo – calculado em função desta probabilidade – não pode nem deve variar na mesma velocidade da chance estimada de uma crise, sob pena de se produzirem vultosos custos de transação ao BCB e desestabilizar o mercado cambial. A probabilidade se mostrou relativamente baixa no início da amostra, sofrendo leve elevação em finais de 1997 (de 0,08% no primeiro para 1,44% no último trimestre de 1997), em consequência da crise da Ásia. Contudo, já ao final de 1998, a chance de crise se aproximou dos 100% (99,17%) no último trimestre de 1998, após a crise da Rússia e logo antes da desvalorização cambial brasileira de 15 de janeiro de 1999.

A probabilidade voltou a patamares mais baixos (entre 0,02% e 1,22%) até o primeiro trimestre de 2001, quando subiu para 48,69%, respondendo ao estouro da bolha dos ativos tecnológicos dos Estados Unidos. Logo no mesmo ano, após queda para menos de 1% nos trimestres subsequentes, ocorreu uma nova alta na probabilidade de crise (18,13%) em função dos ataques de 11 de setembro e, possivelmente, do racionamento de energia elétrica ocorrido no Brasil no mesmo período. Em 2002, em função das incertezas eleitorais, e respondendo à saída de capitais decorrente, a probabilidade de *sudden stop* ultrapassou novamente os 90%, atingindo 91,06% no quarto trimestre.

Após alguma oscilação, a níveis baixos, em 2003 e 2004, a probabilidade se manteve próxima de zero até o quarto trimestre de 2007, quando subiu para pouco mais de 1,5% em função dos distúrbios no mercado financeiro norte-americano. A probabilidade voltou a se dissipar ao longo de 2008, concomitantemente à melhora nos fundamentos brasileiros e às incertezas quanto a profundidade e grau de transbordamento da crise dos Estados Unidos, e se acentuou no primeiro trimestre de 2009, chegando a 3,9%. A comparação entre a probabilidade estimada e o VIX (gráfico 2, linha pontilhada) mostra que, mesmo com a deterioração das condições internacionais, em função da crise financeira norte-americana, a contínua elevação da robustez dos fundamentos brasileiros parece ter tornado o Brasil menos susceptível a turbulências internacionais, de acordo com o modelo. Possivelmente esse efeito seria magnificado caso fosse incluída a variável reservas internacionais no lado direito da equação do modelo *logit*.

23. Detalhes acerca da estimação encontram-se no anexo.

O modelo, no período em questão, parece ter sido capaz de diferenciar crises de *sudden stop* da crise do sistema financeiro norte-americano com relativa eficiência, e se mostrou capaz de sinalizar corretamente os eventos efetivamente ocorridos no Brasil. É importante notar que o Brasil não sofreu uma parada súbita entre 2007 e o primeiro trimestre de 2009. Isto pode ser demonstrado, visto que, a despeito de recrudescimento natural das condições de crédito no cenário internacional – em função da crise no setor financeiro norte-americano e mundial –, a conta de capital brasileira apresentou saldo positivo e maior que o valor da venda de reservas em todos os trimestres.

A média da estimativa de probabilidade de crises no período, por meio do modelo *logit*, foi de 5,71%.

As estimativas supracitadas geraram duas probabilidades que, ainda que distintas, apresentam valores muito próximos. Como foram calculadas de forma diferente, os 5,71% do modelo *logit* e os 4,54% da relação proposta por Feder e Just (1977), ambas acabam por se corroborarem, no que se refere aos seus valores médios, que podem ser considerados próximos, e mesmo no sinal de suas variações ao longo do tempo – ainda que não em intensidade das oscilações e volatilidade.

Como mencionado, ao observar o gráfico 2, pode-se visualizar que o comportamento das probabilidades calculadas ao longo do tempo apresenta uma considerável diferença em termos de sua variância. Ambas denunciam claramente a correlação entre o VIX e o risco de crise, ainda que esta correlação seja consideravelmente reduzida ao final da amostra. Todavia, como já observado, a probabilidade estimada pelo modelo *logit* varia com muito mais ênfase que a oriunda da relação (18), de Feder e Just.

Dado que a variável probabilidade (π) é não observável e não há um mecanismo definitivo para determinar qual a preferível – visto que uma é mais volátil, mas antecipa e indica melhor os eventos críticos, e a outra, mais estável, embora faça a indicação de forma mais sutil –, um *approach* razoável é utilizar a média de ambas (5,12%).

Finalmente, a variável γ , o custo da crise como fração do PIB, será aproximada por meio da adoção de cenários. O intervalo que os contém foi delimitado com base nas estimativas de Barro (2001), Hutchison e Noy (2005) e De Gregorio e Lee (2003). A estimativa de Barro (2001) aponta para um custo de crise não descontado de 6,7% do PIB, ao longo de cinco anos. Caso a crise seja acompanhada de uma corrida aos bancos, esta teria custos em torno de 10% do PIB. O mesmo artigo estimou o custo da crise da Ásia de 1997 em 15% do PIB, ao longo de cinco anos. Hutchison e Noy (2005) estimam esse custo entre 5% e 8% do PIB, podendo chegar ao intervalo de 8% a 10%, em caso de ocorrência simultânea de uma crise bancária. Finalmente, De Gregorio e Lee (2003) obtêm estimativas para

os custos de uma crise de balanço de pagamentos entre 5,8% e 8,8% do PIB, ao longo de um período de três a cinco anos. Assim, como avaliado em Cavalcanti e Vonbun (2008), o cenário mais provável parece ser de custos entre 5% e 10% do produto. No presente trabalho são apresentados os resultados para o intervalo entre 2,5% e 12,5% do PIB, descartando apenas o cenário extremo de 15% do PIB, que representa um custo equivalente ao que os países asiáticos sofreram na crise de 1997, um caso historicamente extremo, em que os países atingidos encontravam-se fortemente dependentes de financiamentos externos e possuíam câmbio fixo ou “administrado de perto”. Em um contexto atual em que o Brasil tem câmbio fluante, adotar o cenário de custo em 15% do PIB faz pouco sentido.

3.2 Descrição dos cenários

A tabela 1 sumaria os cenários que serão utilizados. O cenário 1 apenas repete os valores utilizados por JR, para facilitar a comparação. A probabilidade incondicional de uma parada súbita, π , é definida em JR como 10,2%, arredondada para 0,1 na calibragem. O parâmetro λ , a proporção da dívida externa privada sobre o PIB, foi definido em 11% na amostra utilizada pelos autores. O custo de uma crise, como fração do produto, γ , foi definido em 6,5%, valor observado na amostra dos autores. A taxa de juros r foi assumida como 5% e o prêmio a termo δ como 1,5%.

TABELA 1

Parâmetros utilizados nos respectivos cenários

Cenários	g (%)	λ (%)	r (%)	δ (%)	π (%)	σ	γ (%)
1	3,30	11,00	5,00	1,50	10,0	2	6,5
2	3,20	17,25	4,02	1,89	5,12	2	2,5
3	3,20	17,25	4,02	1,89	5,12	2	5,0
4	3,20	17,25	4,02	1,89	5,12	2	7,5
5	3,20	17,25	4,02	1,89	5,12	2	10,0
6	3,20	17,25	4,02	1,89	5,12	2	12,5
7	3,20	17,25	4,02	1,89	7,5	2	7,5
8	3,20	17,25	4,02	1,89	10,0	2	7,5
9	Média móvel	Média móvel	Média móvel	1,89	Média móvel Feder e Just	2	7,5
10	Média móvel	Média móvel	Média móvel	1,89	Média móvel <i>logit</i>	2	7,5

Fonte: Elaboração própria.

O cenário 4 consiste no cenário básico, por incorporar os parâmetros descritos na seção anterior, tomando os valores que podem ser considerados como os mais realistas, obtidos da seção anterior. Nele é considerada a probabilidade de crise em 5,12%. O custo esperado de uma crise (γ) foi definido em 7,5% do PIB e a proporção da dívida externa privada sobre o produto (λ) assumirá o valor de 17,25%. A taxa de juros internacional, r , e o prêmio a termo (δ) foram calibrados em 4,02%

e 1,89%, respectivamente, como discutido na seção anterior. Finalmente, a taxa de crescimento g passou para 3,2% e a aversão ao risco foi mantida em 2%. Os cenários 2 e 3 repetem os valores do cenário 4, reduzindo apenas o custo esperado de crise, para 2,5% e 5% do produto, respectivamente. Os cenários 5 e 6 fazem o mesmo exercício, só que elevando-os para 10% e 12,5% do PIB.

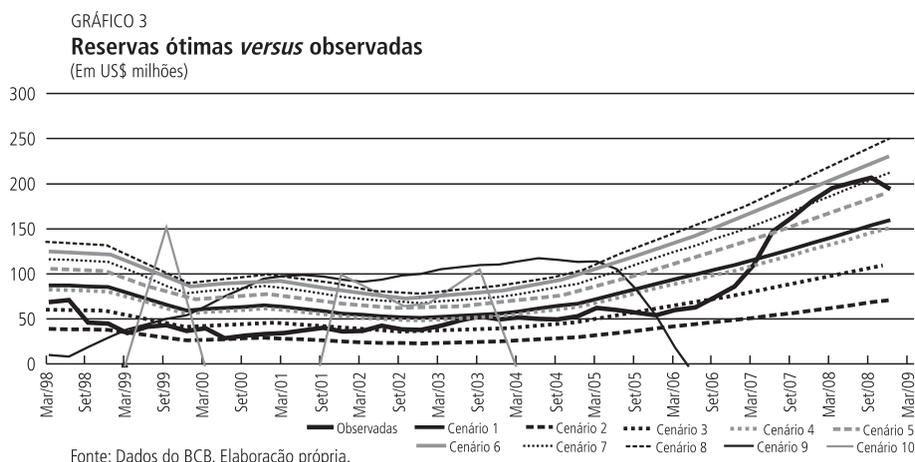
Os cenários 7 e 8 repetem os valores do cenário 4, alterando apenas a probabilidade de um *sudden stop* para 7,5% e 10%.

O cenário 9 mostra o cálculo das reservas ótimas com base na média móvel dos parâmetros observáveis dos 20 trimestres (tabela 1), e da probabilidade de crise, utilizando-se a probabilidade determinada pela relação de Feder e Just (1977). Em tese, esta medida permite maior incorporação das mudanças nas variáveis macroeconômicas, permitindo também às reservas variarem de acordo com a percepção da probabilidade de uma parada súbita, com o crescimento do PIB, com o grau de endividamento externo e com o custo de oportunidade. A definição do intervalo da média móvel, contudo, é arbitrária e também limitada pelo tamanho da amostra.

O cenário 10 faz o mesmo exercício do cenário 9, mas utilizando-se da média móvel da probabilidade calculada pelo modelo *logit*. Contudo, em função das limitações do tamanho da amostra de dados para o Brasil, a média móvel da probabilidade é a média dos quatro trimestres precedentes.

3.3 Apresentação e discussão dos resultados

Os resultados são sumariados no gráfico 3. Nos cenários 1 a 8, os volumes de reservas ótimas acompanham a variação do PIB em dólares – uma vez que o modelo dá justamente as reservas ótimas como fração do produto –, exceto nos cenários que usam as médias móveis, discutidos mais à frente.



Os cenários 1 a 8 apresentaram volumes ótimos de reservas que seguiram um comportamento similar ao longo do tempo, ainda que, naturalmente, em patamares diferentes. Os cenários 9 e 10, calculados com as médias móveis das probabilidades estimadas por Feder e Just e pelo modelo *logit*, apresentaram comportamentos bastante diferentes e patamares médios relativamente baixos, como pode ser visto no gráfico 3. O valor observado das reservas, bem como os montantes ótimos estimados por cenário e por período podem ser visualizados na tabela 2. Em geral, o BCB manteve, ao longo do período de análise, reservas abaixo dos níveis ótimos preconizados pela maioria dos cenários, mas próximas dos cenários 3 e 4, que podem ser considerados razoáveis em suas hipóteses. Assim, não se pode dizer que a política de reservas, ao se considerar todo o período, foi equivocada. Logo, o foco da avaliação que segue é no período final, no qual já se apresentam evidências de tendência a uma acumulação excessiva, à luz dos casos considerados mais realistas, ainda que não de acordo com os tidos como mais conservadores.

TABELA 2

Reservas observadas e ótimas, por cenário

(Em US\$ milhões)

	Set./2007	Dez./2007	Mar./2008	Jun./2008	Set./2008	Dez./2008
Observadas	162.962,00	180.334,00	195.232,00	200.827,00	206.494,00	193.783,00
Cenários 1	127.576,90	134.328,38	140.645,89	147.119,81	154.097,48	159.866,54
2	56.407,41	59.392,53	62.185,79	65.048,20	68.133,33	70.684,09
3	88.421,75	93.101,11	97.479,69	101.966,67	106.802,80	110.801,25
4	120.436,10	126.809,68	132.773,59	138.885,15	145.472,26	150.918,40
5	152.450,45	160.518,25	168.067,49	175.803,62	184.141,72	191.035,56
6	184.464,79	194.226,82	203.361,39	212.722,10	222.811,19	231.152,72
7	169.484,16	178.453,40	186.846,14	195.446,65	204.716,39	212.380,50
8	198.730,83	209.247,84	219.088,85	229.173,49	240.042,84	249.029,49
9	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: BCB. Elaboração própria.

O cenário com menor valor médio de reservas ótimas foi o cenário 1. De fato, os cenários 1 a 4 formaram um intervalo que compreendeu o volume observado de reservas até março de 2007. O excesso de reservas mantido pelo BCB, em relação aos valores ótimos resultantes desses cenários, variou entre US\$ 34 bilhões e US\$ 123,1 bilhões em dezembro de 2008.

A ultrapassagem desse intervalo coincidiu com uma mudança de patamar, que levou as reservas observadas a valores próximos aos do cenário 7 – que considera a probabilidade de crises em 7,5%, nível bastante conservador. As reservas observadas

se situaram entre os cenários 7 e 6, este último o imediatamente mais elevado que o cenário 7, até o advento da crise do *subprime*, quando a venda do ativo fez seu valor observado praticamente coincidir com o montante ótimo preconizado pelo cenário 5. Em dezembro de 2008, o excesso observado sobre o ótimo do cenário 5 foi apenas US\$ 2,7 bilhões.

Dois cenários, tidos como excessivamente conservadores, nunca foram atingidos pelas reservas observadas. São eles o cenário 6, que considera os valores do cenário 4, alterando o custo de uma crise para extremos 12,5% do PIB, e o cenário 8, que parte das mesmas hipóteses, mas toma a probabilidade de crise de 10%, um valor elevado e não corroborado pelas estimativas supracitadas. Os cenários 6, 7 e 8 indicavam que o governo subacumulava, em dezembro de 2008, entre US\$ 18,6 e US\$ 55,2 bilhões. Mas é relevante ressaltar que esses cenários são muito conservadores quanto às hipóteses sobre a probabilidade e o custo de um *sudden stop*.

O comportamento do cenário 9, que usa médias móveis, em relação aos anteriores, pareceu mais influenciado pela probabilidade de crise, calculada em função do risco país, que pela evolução do PIB em dólares.

Os resultados mostram uma relação de causalidade entre risco de crises e reservas: menor (maior) o risco, menores (maiores) as reservas ótimas. Desse modo, a partir de dezembro de 2007, as reservas ótimas sugeridas pelo cenário se tornaram nulas, em virtude da baixa probabilidade percebida de crise. Contudo, adotar um comportamento de seguir cegamente os *spreads* das taxas de juros de captação no exterior pode ser extremamente perigoso, uma vez que a probabilidade de ocorrência de um *default*, que aproxima a chance de uma parada súbita, cresce junto com a dificuldade e o custo de obter financiamento externo para compor reservas. Ainda assim, o cenário sugere que há justificativas para reduzir o volume atual de reservas, se pensarmos em que patamares se encontram atualmente os parâmetros observáveis do modelo, mesmo que não seja recomendável a manutenção de um valor nulo de liquidez internacional.

Finalmente, o cenário 10, que repete o anterior, mas com π determinado pela média móvel de quatro trimestres da estimação *logit*, resulta em reservas ótimas muito voláteis na amostra. Seus valores oscilam entre 0 e US\$ 171 bilhões (máximo no quarto quartil de 2008). O valor ótimo no quarto trimestre de 2008 e o primeiro de 2009 seria zero, visto que as reservas têm de ser não negativas. Naturalmente, a possibilidade de esses parâmetros seguirem um caráter conjuntural pode fazer com que o patamar ótimo suba ou desça rapidamente em função das oscilações das variáveis explicativas, implicando que esses resultados devam ser interpretados com cautela dobrada. Não é possível ou desejável que a política de reservas acompanhe movimentos bruscos nas probabilidades, sendo necessária a sua suavização.

Em suma, de acordo com os cenários que apresentam os parâmetros considerados mais razoáveis, observa-se excesso do ativo, mesmo após a venda ocorrida no final de 2008. Contudo, após esta variação negativa, três cenários já justificam os valores mantidos pelo BCB, já que o cenário 7 passou a acusar a necessidade de compra de mais ativo em dezembro.

4 OS CUSTOS FISCAIS DE CARREGAMENTO E DA SOBRECUMULAÇÃO DE RESERVAS

O modelo de JR de determinação de reservas ótimas considera objetivos sociais, para a obtenção dos seus respectivos valores. A ideia é igualar o dispêndio marginal de divisas com o benefício marginal de manter as reservas, em termos de mitigação dos impactos, sobre o produto, de uma eventual crise. Como o custo se refere à saída de dólares do país, este não se refere apenas aos custos fiscais, mas ao consumo e ao investimento “perdidos”. Esta parece ser a forma correta de efetuar este cálculo, uma vez que são os custos e benefícios (marginais) sociais que devem ser considerados pelo governo, ao determinar o nível de reservas.

Contudo, a despeito da metodologia utilizada para o cálculo das reservas ótimas, é inegável que os custos fiscais consistem em outro aspecto relevante da questão. Ainda que o impacto dos gastos do governo sobre o bem-estar social dependa de sua forma de financiamento, do seu efeito sobre o produto real e das preferências dos agentes, o cálculo desses dispêndios tem relevância do ponto de vista da sustentabilidade da política fiscal, bem como permite a comparação direta com utilizações alternativas desses recursos. Isto pode contribuir com a avaliação da eficiência do gasto público, para estimar o impacto da acumulação desses ativos sobre o orçamento e representa uma medida mais palpável de desperdícios que as perdas sociais, conforme calculadas em Cavalcanti e Vonbun (2008), cujos impactos são difusos e relativamente mais incertos.

Assim, o custo anualizado de carregamento das reservas internacionais pode ser calculado por meio da equação:

$$C_F = \frac{[eR_0i] - [R_0re^f]}{(1 + \pi^E)} \quad (19)$$

onde C_F é o custo fiscal real, em reais correntes, de carregamento; R_0 , o volume total de reservas internacionais observado no período $t = 0$, em dólar; r , a taxa de juros externa, que remunera as aplicações das reservas no mercado internacional, por

hipótese, o retorno dos bônus de cinco anos do Tesouro dos Estados Unidos;²⁴ e^f , a taxa esperada de câmbio no período $t = 1$ (um ano a frente de $t = 0$); e , a taxa de câmbio *spot*; e i , a taxa de juros que remunera a dívida interna, contraída em reais – por hipótese, Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC). Para calcular o valor deflacionado, o desperdício fiscal é descontado pela expectativa de inflação²⁵ para 12 meses à frente (π^E). O custo de oportunidade, em oposição ao modelo de JR, consiste na diferença entre o retorno anualizado à aplicação das reservas no mercado internacional por um ano e o custo de carregamento da dívida pública interna pelo mesmo período. É utilizado o custo de carregamento da dívida interna,²⁶ pois o repagamento da mesma consiste em um óbvio custo de oportunidade da manutenção de ativos por parte do Estado. Além disso, sua mensuração é mais fácil e simples que o cálculo dos custos relativos à tributação deste montante. Ainda, dado o elevado custo de capital no Brasil, é razoável supor que o custo da dívida interna seja mais elevado que o das perdas sociais decorrentes da tributação – ainda que a carga tributária seja também relativamente elevada, no contexto dos países em desenvolvimento²⁷ – sendo recomendável optar pelo maior custo de oportunidade. Pelo mesmo motivo, foi escolhido o custo da dívida interna, não o da externa. Importante ressaltar, contudo, que a relação (19) só vale para países cujo montante de dívida interna supere o de reservas e seja denominada em moeda local, caso contrário, adaptações são necessárias.

Como o retorno das reservas se dá, por hipótese, em dólar, é necessária a utilização do câmbio esperado para compatibilizar esses retornos com os custos de carregamento da dívida interna, dados em reais. Assim, o primeiro termo do denominador da equação (19) representa o custo de se tomar emprestado por um ano um dado valor em reais correntes para compor R_0 dólares em reservas internacionais, enquanto o segundo dá o retorno (em reais) das reservas, aplicadas no mercado internacional.

24. As reservas internacionais são investidas em aplicações diversificadas, que variam de ouro a títulos públicos e a depósitos à vista. O BCB publica anualmente, em seu relatório anual, o demonstrativo de variação das reservas internacionais, desde 2001. Por meio dele, é possível auferir os retornos obtidos pelas reservas desde 2000, ainda que não haja informações suficientes, visto que esses retornos não consideram as alterações ocorridas durante cada período. Como aproximação, contudo, é possível calcular de forma simples o rendimento das reservas, dividindo-se a remuneração das reservas por seu valor inicial. Comparando este – 3,91% ao ano (a.a.) – com os retornos dos *Fed funds*, dos títulos de 3 meses, de 2, 3, 5 e 10 anos do Tesouro dos Estados Unidos e da taxa LIBOR. A média dos retornos entre 2000 e 2006 (data do último relatório disponível) ficou bem mais próxima do retorno dos títulos de cinco anos (3,93% a.a.), ainda que o último sobre-estime levemente o primeiro, o que implica uma subestimativa do *spread* pago sobre as reservas. Os dados da LIBOR em dólar dos Estados Unidos foram obtidos no IPEADATA (www.ipeadata.gov.br). Os demais no *site* do Federal Reserve Bank of Minneapolis (<http://minneapolisfed.org/>).

25. Os dados são oriundos da base de dados pública do BCB em: <www.bcb.gov.br>. Foi utilizada a média mensal dos dados diários da mediana da expectativa da inflação – pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – para o período de 12 meses à frente.

26. O custo de carregamento da dívida interna é aproximado pelo custo da taxa SELIC. Ainda que isto signifique uma aproximação, visto que há títulos prefixados, a hipótese é razoável em função da proporção elevada da dívida pós-fixada no Brasil.

27. Varsano *et al.* (1998) já notavam que a carga tributária brasileira era superior à dos demais países comparáveis ainda em 1997/1998, quando esta ainda era de 29% do PIB.

Como *proxy* para a expectativa de câmbio são utilizadas duas hipóteses alternativas: que o câmbio pode ser previsto pelo mercado, o que leva ao uso das expectativas para a cotação do dólar obtidas junto ao BCB, bem como que a taxa de câmbio segue um processo de *random walk*, o que faz com que a melhor previsão para o câmbio futuro seja a cotação atual.

O que a equação (19) – também a equação (21) – mostra, portanto, é o resultado de uma operação financeira de tomada de empréstimos a um valor prefixado em reais (ainda que a SELIC seja uma taxa pós-fixada, assume-se que o valor da SELIC em $t = 0$ se manterá constante, a hipótese também vale para o retorno dos bônus do Tesouro dos Estados Unidos de cinco anos)²⁸ e a aplicação em um valor prefixado em dólares pelo prazo de um ano. A equação apresenta o valor, a preços de $t = 0$, do custo fiscal a ocorrer em $t = 1$, não descontado, mas deflacionado pela inflação esperada.

A tabela 3 mostra os custos totais anualizados de carregamento das reservas internacionais, sob as duas hipóteses acerca da expectativa da taxa de câmbio no futuro, em termos nominais e reais, e expressa esses custos como proporção do PIB (do período $t = 0$) e na moeda nacional, em milhões.

TABELA 3

Custos totais anualizados de carregamento das reservas internacionais

(Em R\$ milhões e em % do PIB)

	Custos nominais (câmbio previsto)	Custos nominais (<i>random walk</i>)	Custos deflacio- nados (câmbio previsto)	Custos deflacionados (<i>random walk</i>)	Proporção do PIB (real – câmbio esperado)	Proporção do PIB (real – <i>random walk</i>)
Setembro/2006	14.808,58	15.136,24	14.219,67	14.534,30	1,37	1,40
Dezembro/2006	15.786,99	15.994,51	15.149,93	15.349,08	1,39	1,41
Março/2007	18.974,17	18.927,93	18.299,10	18.254,50	1,60	1,59
Junho/2007	20.230,62	20.111,49	19.566,24	19.451,03	1,62	1,61
Setembro/2007	21.979,66	21.790,98	21.214,81	21.032,70	1,67	1,66
Dezembro/2007	24.594,89	24.757,05	23.672,03	23.828,11	1,77	1,79
Março/2008	29.386,40	29.488,54	28.250,58	28.348,78	2,02	2,03
Junho/2008	28.658,99	28.861,80	27.280,42	27.473,48	1,87	1,88
Setembro/2008	36.000,85	37.150,10	34.315,78	35.411,25	2,24	2,31
Dezembro/2008	52.913,68	53.577,99	50.349,51	50.981,63	3,17	3,21

Fonte: Dados do BCB. Elaboração própria.

28. Note que esta hipótese é simplista, mas necessária, uma vez que, mesmo que tenhamos previsões precisas para as taxas de juros pós-fixadas para o futuro, é praticamente impossível termos uma previsão muito realista das taxas de juros *ao longo* do período, isto é, a taxa média ponderada de juros para um ano. Assim, a solução de anualizar os custos supondo os juros correntes fixos parece uma solução adequada.

Como exposto, os custos fiscais reais esperados anualizados de manutenção das reservas, em dezembro de 2008, estavam entre R\$ 50,3 bilhões e R\$ 51,0 bilhões, ou entre 3,17% e 3,21% do PIB, valores que podem ser considerados vultosos.

São mais relevantes os custos fiscais da parcela do montante de reservas que excede os valores ótimos, uma vez que, até esses valores, os custos totais para a sociedade são pelo menos equiparados aos seus benefícios. Já quando as reservas excedem o montante ótimo, o valor dos custos que excede o necessário para manter as reservas no patamar ótimo representa majoritariamente um desperdício para os cofres públicos.²⁹ Isto se dá porque o benefício marginal da manutenção das reservas é menor que o custo com o qual a sociedade tem que arcar, o que torna essa parcela de gastos, no mínimo, desnecessária.

Os cálculos dos gastos (ou economias) fiscais excedentes de manter as reservas fora do ótimo, portanto, seguem a lógica apresentada na equação (21), onde R'_0 representa a diferença entre as reservas observadas em $t = 0$ e as reservas ótimas estimadas para o mesmo período, R_0^* , de forma que:

$$R'_0 = R_0 - R_0^* \quad (20)$$

Assim, o dispêndio desnecessário ou a economia fiscal excedente, ou o resultado fiscal (R_p) anualizado, de manter um dado nível de reservas acima (ou abaixo) do ótimo consiste na diferença entre o retorno, em reais,³⁰ da parcela excedente das reservas aplicadas no mercado externo e o custo de carregamento da dívida interna, ambos por um período de um ano.

$$R_F = \frac{[eR'_0i] - [R'_0re^f]}{(1 + \pi^E)} \quad (21)$$

Naturalmente, o resultado da equação (21) inclui os efeitos da inflação, também utilizando a expectativa de inflação³¹ (π^E) para 12 meses a frente, para calcular o valor deflacionado, possibilitando a apresentação das despesas/economias em valores reais.

29. Ainda que o benefício das reservas excedentes seja menor que o seu custo, contudo, parte dos custos é contrabalançada por um aumento no benefício, visto que o benefício marginal não cai imediatamente a zero após ser ultrapassado pelo custo marginal. Entretanto, esta aproximação, necessária para simplificar os cálculos, mostra o montante de recursos fiscais gastos desnecessariamente.

30. Dado que as receitas e os resultados fiscais são apurados em moeda doméstica.

31. Medida pelo IPCA.

Os resultados, das despesas/economias fiscais reais anualizados para o período entre setembro de 2006 e dezembro de 2008 estão expostos nas tabelas 4 e 5. Resultados negativos representam economias de recursos fiscais (economias subótimas, vale dizer) e resultados positivos representam gastos fiscais excedentes, de acordo com cada cenário. A diferença entre as tabelas é que a primeira utiliza os dados de expectativas cambiais para um horizonte de 12 meses,³² para determinar ϵ^f e a segunda utiliza-se do câmbio corrente, em linha com a hipótese de que a taxa de sua cotação segue um padrão *random walk*, o que torna o câmbio corrente a melhor expectativa para o futuro.

TABELA 4

Desperdício fiscal real anualizado da manutenção das reservas, em relação aos valores ótimos, assumindo expectativa da taxa de câmbio publicada pelo BCB
(Em R\$ milhões)

	Set./2007	Dez./2007	Mar./2008	Jun./2008	Set./2008	Dez./2008
Cenários 1	4.607	6.039	7.899	7.296	8.707	8.812
2	13.872	15.876	19.252	18.444	22.993	31.984
3	9.704	11.451	14.145	13.429	16.567	21.561
4	5.536	7.026	9.038	8.414	10.141	11.137
5	1.368	2.601	3.931	3.399	3.715	714
6	-2.799	-1.824	-1.176	-1.616	-2.712	-9.710
7	-849	247	1.213	731	295	-4.832
8	-4.656	-3.795	-3.452	-3.851	-5.575	-14.354

Fonte: Dados do BCB. Elaboração própria.

Obs.: Ver em: <www.bcb.gov.br>.

TABELA 5

Desperdício fiscal real anualizado da manutenção das reservas, em relação aos valores ótimos, assumindo expectativa de câmbio futuro igual ao câmbio spot
(Em R\$ milhões)

	Set./2007	Dez./2007	Mar./2008	Jun./2008	Set./2008	Dez./2008
Cenário 1	4.567	6.079	7.926	7.347	8.985	8.923
2	13.752	15.980	19.319	18.575	23.727	32.386
3	9.621	11.526	14.194	13.524	17.096	21.831
4	5.489	7.072	9.069	8.474	10.464	11.277
5	1.357	2.618	3.944	3.423	3.833	723
6	-2.775	-1.836	-1.180	-1.627	-2.798	-9.831
7	-842	248	1.218	736	305	-4.893
8	-4.617	-3.820	-3.464	-3.878	-5.753	-14.535

Fonte: Dados do BCB. Elaboração própria.

32. Os dados são oriundos da base de dados pública do BCB em: <www.bcb.gov.br>. Utilizamos-nos da média mensal dos dados diários da mediana da expectativa da taxa de câmbio real/dólar para 12 meses à frente.

Naturalmente, os resultados dependem dos cenários. Os valores negativos indicam os períodos em que o BCB manteve menos reservas que as recomendadas em cada cenário, o que acarretou economias fiscais, ainda que às custas de uma exposição maior ao risco do que o modelo determinaria como ótima. Entretanto, *a posteriori*, sabendo-se da não ocorrência de *sudden stops* no período, tais resultados representaram genuínas economias.

São suprimidos, contudo, os resultados dos cenários que preconizam reservas zero (os que trabalham com as médias móveis das probabilidades ou as probabilidades não suavizadas, calculadas mês a mês), visto que esses apenas indicam tendências, não sendo recomendável que se pautem políticas de médio e longo prazo sobre variáveis tão voláteis. Ademais, os desperdícios seriam iguais aos custos de carregamento, expostos na tabela 3.

De acordo com a tabela 4, mantendo-se as reservas nos patamares observados em dezembro de 2008 (em torno de US\$ 194 bilhões), gerar-se-iam gastos fiscais desnecessários anualizados entre R\$ 0,7 e R\$ 32 bilhões, exceto pelos cenários 6, 7 e 8, mais extremos, que indicam economias que variam de R\$ 4,8 a R\$ 14,4 bilhões. O cenário 4, considerado o mais realista, aponta “desperdícios” de R\$ 11,1 bilhões por ano.

Os dados da tabela 5 são muito similares aos da tabela 4, com a diferença que os custos em excesso são ainda maiores, e as economias são menores (exceto em setembro de 2007), pois, na tabela 4, a depreciação esperada do real eleva os retornos, nessa moeda, das aplicações em dólares no mercado internacional. A hipótese de que o câmbio segue um *random walk*, portanto, eleva marginalmente os custos fiscais estimados de carregamento das reservas. Os desperdícios, neste caso, variam entre R\$ 0,7 e R\$ 32,4 bilhões e as economias entre R\$ 4,9 e R\$ 14,5 bilhões, dependendo do cenário.

As tabelas 6 e 7 apresentam os mesmos resultados fiscais reais das tabelas 4 e 5 como proporção do PIB observado em $t = 0$, em reais. Note que os valores referem-se a montantes que são observados em $t = 1$, mas não descontados, portanto, as economias e/ou os desperdícios são contabilizados como custos futuros deflacionados sobre o PIB corrente.

As conclusões são similares às das tabelas anteriores, só que como proporção do PIB observado em $t = 0$. Assim, os desperdícios anualizados esperados de manter o nível de reservas observado em março de 2008 variavam entre 0,04% e 2,04% do produto, naturalmente excluindo os cenários que mostram economias (que variam entre 0,30% e 0,92% do PIB). Considerando-se as duas tabelas, o gasto fiscal excessivo, à luz do cenário 4, estaria em torno de 0,7% do PIB por ano, no último trimestre de 2008.

TABELA 6

Desperdício fiscal real anualizado da manutenção das reservas, em relação aos valores ótimos, assumindo expectativa da taxa de câmbio publicada pelo BCB

(Em % do PIB)

	Set./2007	Dez./ 2007	Mar./2008	Jun./ 2008	Set./ 2008	Dez./ 2008
Cenários 1	0,36	0,45	0,57	0,50	0,57	0,56
2	1,10	1,19	1,38	1,26	1,50	2,01
3	0,77	0,86	1,01	0,92	1,08	1,36
4	0,44	0,53	0,65	0,58	0,66	0,70
5	0,11	0,20	0,28	0,23	0,24	0,04
6	-0,22	-0,14	-0,08	-0,11	-0,18	-0,61
7	-0,07	0,02	0,09	0,05	0,02	-0,30
8	-0,37	-0,28	-0,25	-0,26	-0,36	-0,90

Fonte: Dados do BCB. Elaboração própria.

Obs.: Ver em: <www.bcb.gov.br>.

TABELA 7

Desperdício fiscal real anualizado da manutenção das reservas, em relação aos valores ótimos, assumindo expectativa de câmbio futuro igual ao câmbio spot

(Em % do PIB)

	Set./2007	Dez./2007	Mar./2008	Jun./2008	Set./2008	Dez./2008
Cenários 1	0,36	0,46	0,57	0,50	0,59	0,56
2	1,09	1,20	1,38	1,27	1,55	2,04
3	0,76	0,86	1,02	0,93	1,12	1,38
4	0,43	0,53	0,65	0,58	0,68	0,71
5	0,11	0,20	0,28	0,23	0,25	0,05
6	-0,22	-0,14	-0,08	-0,11	-0,18	-0,62
7	-0,07	0,02	0,09	0,05	0,02	-0,31
8	-0,36	-0,29	-0,25	-0,27	-0,38	-0,92

Fonte: Dados do BCB. Elaboração própria.

No que tange aos cenários que apresentam sobreacumulação de reservas, ainda que, dependendo do caso, as proporções do PIB sejam relativamente pequenas, como se trata de gastos prescindíveis, esses valores são relevantes, ainda que não necessariamente muito vultosos. Contudo, ao se reforçar que os benefícios auferidos pelo emprego desses recursos são menores, na margem, que seus custos, gerando uma ineficiência, esses valores passam a representar cifras consideravelmente altas, que poderiam ter destinação mais nobre.

No caso dos cenários que indicam uma subacumulação de reservas, é importante notar que essas economias podem ser subótimas, na medida em que expõem o país a riscos desnecessários. Todavia, é importante notar que os cenários em que

as reservas ótimas excedem as observadas são extremos, muito conservadores e, ao que tudo indica, pouco prováveis.

É importante também ressaltar as limitações do modelo. Mesmo que microfundamentado, ele não considera todos os possíveis benefícios da acumulação das reservas. O estudo não considera mesmo a capacidade das reservas de reduzir a probabilidade de crises, visto que o modelo se concentra em crises exógenas, os *sudden stops*, e apenas na capacidade das reservas de mitigá-las. Outras funções das reservas, como a de reserva de valor para o pagamento de passivos externos, ou a de servir ao que Aizenman e Lee (2007) chamaram de “motivos mercantilistas”, isto é, o uso da composição de reservas para subvalorizar a cotação do câmbio e permitir a obtenção de superávits comerciais, não foram considerados. Evidentemente, a simples utilização de um modelo pode implicar imprecisões, inclusive no que se refere à escolha de variáveis, cenários e parâmetros.³³

5 CONCLUSÃO

Este artigo apresentou o cálculo do valor ótimo das reservas cambiais para o Brasil, para o período que vai do primeiro trimestre de 1998 ao mesmo quartil de 2008, seguindo a metodologia proposta pelo artigo de Jeanne e Ranciére (2006), utilizando-se de diversos cenários para os parâmetros calibrados. Muitos dos cenários e parâmetros são comparáveis aos utilizados em Cavalcanti e Vonbun (2008) e outros propostos no próprio artigo de JR.

As maiores inovações são a estimação das reservas ótimas para o Brasil por meio desta metodologia, algo inédito na literatura, e a estimativa dos custos fiscais de carregamento das reservas, bem como dos desperdícios ou economias, por cenário, incorridos ao se manter as reservas em volumes diferentes dos ótimos.

A conclusão geral é que o BCB manteve, ao longo da maior parte do período de análise, reservas abaixo dos níveis ótimos preconizados pelos principais cenários, mas próximas dos valores resultantes do emprego do cenário mais realista (cenário 4). Assim, tomando o período como um todo, não se pode dizer que a política do BCB foi inadequada.

Entretanto, para o período recente, observou-se uma tendência à compra excessiva de reservas, revertida apenas no advento da crise financeira norte-americana.³⁴ Esta reversão, que incluiu a venda parcial do ativo, impediu que se verificasse um quadro de nítida sobreacumulação de reservas nos últimos trimestres da amostra. Todavia, os resultados corroboram os achados de Cavalcanti e Vonbun

33. Para uma discussão mais detalhada das limitações do modelo, ver subseção 2.1.

34. É importante notar que o Brasil não sofreu um episódio de parada súbita no período, apenas um recrudescimento das condições de crédito no mercado internacional que, todavia, não impediu o país de financiar seus déficits em conta corrente.

(2008)³⁵ e evidenciam que o BCB aparentemente está sobreacumulando reservas, ainda que em um montante moderado, exceto quando se consideram os resultados dos cenários conservadores ao extremo. Estes cenários assumem ou o custo de crise em 12,5% do PIB, o que significa uma crise de severidade extrema, ou a probabilidade de uma crise de uma parada súbita em 10%, valor elevado que não condiz com a percepção de risco pelo mercado financeiro internacional, nem com a análise empírica do modelo *logit* apresentado.

Uma eventual retomada, por parte do BCB, do processo de compra do ativo à mesma velocidade do período pré-crise do *subprime* tenderá a induzir uma retomada da tendência à sobreacumulação do ativo, com consequências negativas para as contas públicas e os contribuintes.

Os custos fiscais totais anualizados de carregamento das reservas, no quarto trimestre de 2008, estavam entre aproximadamente 3,17% e 3,21% do PIB, valores que podem ser considerados elevados. São calculados, ainda, os desperdícios fiscais esperados em função da manutenção das reservas nesses patamares, devido ao excesso de liquidez internacional. Os achados indicam que esses valores estavam, no mesmo período, entre 0,04% e 2,04% do PIB a.a., dependendo do cenário utilizado, à óbvia exceção dos cenários “excessivamente conservadores” supramencionados. O cenário 4, considerado mais realista, indica gastos fiscais desnecessários da ordem de 0,71% do produto por ano.

É importante ressaltar que a validade das conclusões acima depende crucialmente da adequação do modelo teórico utilizado, que se baseia em hipóteses simplificadoras da realidade e não considera todos os benefícios possíveis da acumulação de reservas, bem como dos procedimentos de estimação das variáveis não observadas relevantes.

ABSTRACT

This paper presents estimates of the optimal level of foreign reserves for Brazil between the first quarter of 1998 and the last quarter of 2008, by applying the Jeanne e Ranciére (2006) methodology, under different scenarios. It also reports estimates of the fiscal costs of holding this asset, as well as the eventual excessive costs or savings due to differences between the actual and the optimal reserves holdings by the Brazilian Central Bank. The results suggest that, under the most likely scenarios and assumptions regarding the model's main parameters, the observed level of reserves in Brazil has recently risen slightly above the optimal level. A return to the recent trend of massive reserve accumulation may generate high and increasing costs for the Brazilian government and tax payers.

35. Ainda que esses preconizem níveis de reservas ótimas diferentes.

REFERÊNCIAS

- AIZENMAN, J.; LEE, J. *Financial versus monetary mercantilism-long-run view of large international reserves hoarding*. Artigo apresentado no 12º Encontro do Lacea, Bogotá, out. 2007. 25 p.
- ANGARÍTA, D. F. L. Level of international reserves and exchange risk in Colombia. *Revista de Economía Institucional*, v. 8, n. 15, 2. sem. 2006. Disponível em: SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=948693>>
- BAHMANI-OSKOEI, M.; BROWN, F. Demand for international reserves: a review article. *Applied Economics*, v. 34, n. 10, p. 1.209-1.226, (s.l.), July 2002.
- BARRO, R. *Economic growth in East Asia before and after the financial crisis*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, June 2001 (NBER Working Paper Series, n. 8.330).
- BEN-BASSAT, A.; GOTTLIEB, D. Optimal international reserves and sovereign risk. *Journal of International Economics*, (s.l.): North-Holland, v. 33, n. 3-4, p. 345-362, 1992.
- BLANCO, E.; CÓRDOBA, A. *El nivel óptimo de reservas internacionales – el caso venezolano*. Gerencia de Investigaciones Económicas del Banco Central de Venezuela, ago. 1996. 37 p. (Serie Documentos de Trabajo, n. 2).
- CABALLERO, R. J.; PANAGEAS, S. Insurance and Reserves Management in a Model of Sudden Stops. *MIT Mimeo*, 2004. 45p.
- CALVO, G. Capital flows and capital-market crises: The simple economics of sudden stops. *Journal of Applied Economics*, v. 1, p. 35-54, (s.l.), Nov. 1998.
- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, p. 379-408, May 2002.
- _____.; IZQUIERDO, A.; MEJÍA, L. F. *On the empirics of sudden stops: the relevance of balance-sheet effects*. NBER, May 2004. 50 p. (NBER Working Paper, n. 10.520).
- CAVALCANTI, M.; VONBUN, C. *Calculating optimal international reserves: a cautionary note on opportunity costs*. Artigo apresentado no XXII Encontro do Lacea, Bogotá, out. 2007. 24 p.
- _____. Reservas internacionais ótimas para o Brasil: uma análise simples de custo-benefício para o período 1999-2007. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 3, p. 463-498, jul.-set. 2008.
- CLARK, P. B. Demand for international reserves: a cross country analysis. *Canadian Journal of Economics*, v. 3, n. 1, p. 577-594, Feb. 1970.
- DE GREGORIO, J.; LEE, J. *Growth and adjustment in East Asia and Latin America*. Santiago, 2003 (Central Bank of Chile Working Paper, n. 245).
- FEDER, G.; JUST, R. E. An analysis of credit terms in the eurodollar market. *European Economic Review*, v. 9, p. 221-243, 1977.
- FRENKEL, J. A. The demand for international reserves under pegged and flexible exchange rate regimes and aspects of the economics of managed float. In: BIGMAN, D.; TAYA, T. (Ed.). *The functioning of floating exchange rates: theory evidence and policy implications*. Ballinger Publishing Co., p. 169±195, 1980a.
- _____. International reserves under pegged exchange rates and managed float. *Journal of Monetary Economics*, Chicago: North Holland, v. 6, p. 295-302, 1980b.
- _____. International liquidity and monetary control. In: FURSTENBERG, G. von (Ed.). *International money and credit: the policy roles*. International Monetary Fund, p. 65±109, 1983.

FRENKEL, J. A.; JOVANOVIĆ, B. Optimal international reserves: a stochastic framework. *The Economic Journal*, v. 91, p. 507-514, June 1981.

GIE. Gerencia de Investigaciones Económicas. *Informe sobre los niveles de las reservas internacionales de Venezuela*. Caracas: Banco Central de Venezuela, nov. 2004. 54 p. (Serie Documentos de Trabajo, n. 63).

GONÇALVES, F. *The Optimal level of foreign reserves in financially dollarized economies: the case of Uruguay*. Washington: International Monetary Fund, Nov. 2007. 24 p. (IMF Working Paper, n. 07/265).

HAMADA, K.; UEDA, K. Random walks and the theory of the optimal international reserves. *The Economic Journal*, v. 87, p. 722-742, Dec. 1977.

HELLER, R. Optimal international reserves. *The Economic Journal*, (s.l.), v. 76, p. 296-311, June 1966.

_____. The Transactions Demand for International Means of Payments. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 1, p. 141-145, Jan.-Feb. 1968.

HELLER, R.; KHAN, M. The Demand for International Reserves under Fixed and Floating Exchange Rates. *IMF Staff Papers*, Washington: International Monetary Fund, v. 25 (4), p. 623-649, Dec. 1978.

HUTCHISON, M.; NOY, I. How bad are twins? Output costs of currency and banking crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 37, issue. 4, 7 charts, p. 725-752, Aug. 2005. 28 p.

JEANNE, O. *International reserves in emerging market countries: too much of a good thing? 2007*. 64 p. (Brookings Papers on Economic Activity, n. 1).

JEANNE, O.; RANCIÉRE, R. *The optimal level of international reserves for emerging market economies: formulas and applications*. Washington, DC: IMF Research Department, Oct. 2006. 33 p. (IMF Working Paper, n. 06/229). Paper also presented at the 11th Lacea meeting, 2005.

KENEN, P. B.; YUDIN, E. B. The demand for international reserves. *Review of Economics and Statistics*, v. 47, p. 242-250, 1965.

LEVY-YEYATI, E.; STURZENEGGER, F. Classifying exchange rate regimes: deeds vs. words. *European Economic Review*, v. 49, issue 6, p. 1.603-1.635, Aug. 2005.

MACHLUP, F. The need for monetary reserves. *Reprints in Inter-national Finance*. Princeton University: International Finance Section, n. 5, 1966.

OLIVEROS, H.; VARELA, C. Consideraciones sobre el nivel óptimo de reservas internacionales. *Borradores Semanales de Economía*, Banco de la República, n. 5, 1994.

OZYILDIRIM, S.; YAMAN, B. Optimal versus adequate level of international reserves: evidence for Turkey. *Applied Economics*, v. 37, n. 13, p. 1.557-1.569, (s.l.), July 2005.

SAIDI, N. The square-root law, uncertainty and international reserves under alternative regimes: Canadian experience. 1950±1976. *Journal of Monetary Economics*, v. 7, p. 271±290, 1981.

SILVA JÚNIOR., A.; SILVA, E. D. Optimal international reserves holdings in emerging markets economies: the Brazilian case. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. *Anais...* João Pessoa: ANPEC, 2004. 16 p.

VARSANO, R.; PESSOA, E. P.; COSTA DA SILVA, N. L.; AFONSO, J. R. R.; ARAÚJO, E. A.; RAIMUNDO, J. C. M. *Uma análise da carga tributária do Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 1998. 55 p. (Texto para Discussão, n. 583).

VIMOLCHALAO, S. *Optimal level of international reserves: the case of Thailand*. Apresentação no *Workshop* mensal do Bank of Thailand, (s.l.), Oct. 2003. Disponível em: <http://www.bot.or.th/BOTHHomepage/DataBank/Econcond/seminar/monthly/10-3-2003-Th-i-1/vimolchalao_SYPAfinal.pdf>

WYPLOSZ, C. *The foreign exchange reserves buildup: business as usual?* Paper preparado para o *Workshop* on Debt, Finance and Emerging Issues in Financial Integration, Commonwealth Secretariat in London, 6-7 mar. de 2007. 17p.

(Originais submetidos em junho de 2008. Última versão recebida em outubro de 2009. Aprovada em fevereiro de 2010.)

ANEXO A

O MODELO DE ESTIMAÇÃO LOGIT

A estimação da probabilidade de uma crise de *sudden stop* por meio de um modelo logit é baseada em Calvo, Izquierdo e Mejía (2004). Para tal, são usados dados anuais, entre 1980 e 2007, de 107 países.³⁶ As fontes de dados são: *Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico* (OCDE), *International Financial Statistics* (IFS)-Fundo Monetário Internacional (FMI), Banco Mundial (*World Development Indicators*), Eurostat, da *CBOE*, e dados de diversos BCs, além de *dummies* que classificam os regimes cambiais dos países, conforme proposto em Levi-Yeyati e Sturzenegger (2005), obtidas na internet.³⁷

A variável *dummy* binária dependente³⁸ foi construída com base na metodologia de tal trabalho. Esta assume valor 1 quando há uma desvalorização do câmbio efetivo real em mais de 1,96 vez o desvio-padrão da amostra até então.³⁹

Como variáveis explicativas, foram utilizados: a relação M2/PIB; o resultado fiscal do governo central sobre o PIB; a razão entre a dívida externa pública bruta

36. Argélia; Antígua e Barbuda; Argentina; Armênia; Austrália; Áustria; Bahamas; Bahrain; Bélgica; Belize; Bolívia; Brasil; Bulgária; Burundi; Camarões; Canadá; República Centro-Africana; Chile; China; Colômbia; República Democrática do Congo; Costa Rica; Costa do Marfim; Croácia; Chipre; República Tcheca; Dinamarca; Dominica; República Dominicana; Equador; Egito; Guiné Equatorial; Estônia; Fiji; Finlândia; França; Gâmbia; Gâmbia; Geórgia; Alemanha; Gana; Grécia; Granada; Guiana; Hong Kong; Hungria; Islândia; Índia; Indonésia; Irã; Irlanda; Israel; Itália; Japão; Coreia do Sul; Letônia; Lituânia; Lesoto; Luxemburgo; Macedônia; Malawi; Malásia; Malta; México; Moldova; Marrocos; Holanda; Antilhas Holandesas; Nova Zelândia; Nicarágua; Nigéria; Noruega; Paquistão; Papua Nova Guiné; Paraguai; Peru; Filipinas; Polônia; Portugal; Romênia; Rússia; Samoa; Arábia Saudita; Serra Leoa; Cingapura; República Eslovaca; Eslovênia; Ilhas Salomão; África do Sul; Espanha; St. Kitts e Nevis; Sta. Lucia; São Vicente e Grenadines; Suécia; Suíça; Tailândia; Togo; Trinidad e Tobago; Tunísia; Turquia; Uganda; Ucrânia; Reino Unido; Estados Unidos; Uruguai; Venezuela e Zâmbia.

37. Disponível em: http://profesores.utdt.edu/~fsturzen/Base_2005.zip.

38. Uma segunda *dummy*, que consiste da repetição da anterior, sob a hipótese – relativamente forte – de que não houve alteração nos regimes cambiais entre 2005 e 2007 – o que permitiria elevar o número de observações na regressão – foi gerada. Mas ela não foi significativa e, portanto, não foi empregada.

39. Em alguns países, dada a impossibilidade de se obter a taxa efetiva real de câmbio, o indicador foi calculado utilizando-se a taxa real de câmbio, deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

e o PIB; a relação crédito/PIB; a relação Investimento Direto Estrangeiro (IDE)/PIB; a razão entre o saldo em conta corrente e a oferta de bens comercializáveis produzidos internamente, conforme proposto por Calvo, Izquierdo e Mejía (2004) – variável cuja definição será esclarecida mais adiante; e o indicador usual de aversão ao risco global, o VIX.⁴⁰

É relevante ressaltar que as reservas internacionais foram propositadamente omitidas como variáveis explicativas do modelo de estimação, em decorrência da hipótese de Jeanne e Rancière (2006) de exogeneidade da probabilidade com relação ao nível de reservas.

A variável representada pela relação saldo em conta corrente sobre a oferta de bens transacionáveis produzidos localmente (*proxy* para a absorção interna) advém de Calvo (1998). O autor mostra que uma depreciação real do câmbio (variável sobre a qual é construída a *dummy* dependente do modelo econométrico aqui exposto) está relacionada à razão entre o déficit do balanço em conta corrente e a oferta de *tradeables*. Esta é aproximada pela soma das importações com o consumo de bens transacionáveis produzidos internamente (aproximados pela soma entre as produções agrícola e industrial), menos as exportações. Contudo, ao contrário do que foi feito em Calvo, Izquierdo e Mejía (2004), neste modelo os valores são em porcentagem – e não em dólares – e o numerador da razão é o saldo em conta corrente, não o déficit. Portanto, conceitualmente, trata-se da mesma variável, com o sinal trocado.

É importante notar que todas as variáveis são índices ou taxas,⁴¹ com vistas a gerar variáveis que tendem a ser estacionárias, minimizando a probabilidade de ocorrência de raízes unitárias.⁴²

Todas as variáveis foram defasadas, em alguns casos em mais de um período, para se reduzir a endogeneidade, exceto a *dummy* para regime cambial. A regressão foi feita com o uso de efeitos fixos, tal qual Calvo, Izquierdo e Mejía (2004). A especificação final do modelo, portanto, é a exposta na equação (22). As variáveis citadas e que não se encontram na especificação não foram significativas ou relevantes, portanto, foram excluídas do modelo.

$$D_t^i = \beta_1 \ln XD_{t-1}^i + \beta_2 \ln VIX_{t-1} + \beta_3 \ln VIX_{t-2} + \beta_4 CY_{t-1}^i + \beta_5 CY_{t-2}^i + \beta_6 IDEY_{t-1}^i + \beta_7 TCA_{t-1}^i + \beta_8 D_t^i + u \quad (22)$$

40. Os dados do VIX foram obtidos no sítio da CBOE na internet. Foi empregada a série do VIX com a antiga metodologia (VXO), de modo a ampliar o tamanho da amostra.

41. Temos um *spread* (VIX), e quatro relações, além de duas *dummies*, a explicativa e a dependente.

42. A relação dívida/PIB é uma das variáveis sujeitas a, eventualmente, possuir raiz unitária. Contudo, a presença de raiz unitária nesse indicador é uma informação relevante para modelos de previsão de crises, visto que a ocorrência de raiz unitária nesta relação pode estar indicando uma trajetória insustentável da dívida externa, com óbvias consequências sobre a probabilidade de crises.

onde: D_t^i é a *dummy* dependente, por país e unidade de tempo; XD_{t-1}^i é a relação dívida externa pública bruta sobre o PIB, defasada um período; $\ln VIX_{t-n}$ é o logaritmo natural da n -ésima defasagem do VIX; CY_{t-n}^i , a n -ésima defasagem da relação crédito/PIB de cada país i ao longo do tempo; $IDEY_{t-1}^i$ é a defasagem da relação IDE/PIB, por país e unidade de tempo; TCA_{t-1}^i , a defasagem da relação saldo em conta corrente sobre a absorção doméstica do país i no tempo t (variável similar ao “ $1 - \omega$ ”, proposto no artigo supracitado); D_t^i é a *dummy* de regime cambial para o país i , no tempo t ; e u é o termo de erro.

Dos oito coeficientes estimados, dois foram significativos a 10% de confiança e três o foram no nível de 5%. As variáveis mais significativas foram as defasagens do VIX e a segunda defasagem da relação crédito/PIB. As primeiras defasagens desta variável, da razão transações correntes/absorção interna e da razão IDE/PIB foram significativas apenas a 10% de confiança. A defasagem do log da dívida externa (bruta) sobre o PIB e a *dummy* para regimes cambiais foram marginalmente não significativas no nível de 10%. Contudo, ao se remover essas variáveis não significativas, gera-se um grande impacto sobre os coeficientes e os níveis de significância das demais variáveis, o que sugere a existência de multicolinearidade,⁴³ o que implica valores- p elevados para as variáveis. Todavia, como o objeto de interesse é o efeito coletivo de todas as variáveis explicativas, e não a magnitude de cada uma delas, é razoável tolerar níveis de significância relativamente baixos, especialmente quando as probabilidades calculadas se mostram condizentes com os fatos estilizados para o caso brasileiro, como visto na subseção 3.1. Os resultados da regressão estão na tabela A.1:

43. Corroborada por regressões que confirmaram correlações entre as variáveis explicativas.

TABELA A.1
Resultado da regressão *logit* em painel

Variável dependente: *dummy* (desvalorização cambial maior que 1,96; desvio-padrão em relação à média amostral prévia)

	$\ln(\text{dívida externa}/\text{PIB}) (-1)$	$\ln(\text{VIX}) (-1)$	$\ln(\text{VIX}) (-2)$	Crédito/PIB (-1)	Crédito/PIB (-2)	IDE (-1)	Transações correntes/absorção (-1)	<i>Dummy</i> para regime de câmbio fixo
Coefficiente	-1,130056	16,38448	-12,36551	31,96773	-94,7975	-0,7523437	29,55044	-2,488643
Desvio-padrão	0,7362759	7,648067	5,281245	18,92546	42,82688	0,4299806	15,92029	1,51809
Valor-p	0,125	0,032	0,019	0,091	0,027	0,080	0,063	0,101
Estatística-Z	-1,53	2,14	-2,34	1,69	-2,21	-1,75	1,86	-1,64
Número de observações	967							
Obs. c/ dep. = 1	10							
Log <i>likelihood</i> =	-9,331255							

Fonte: Elaboração própria.