ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Vonbun, Christian

Working Paper

Reservas internacionais revisitadas: Novas estimativas de patamares ótimos

Texto para Discussão, No. 1885

Provided in Cooperation with:
Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Vonbun, Christian (2013) : Reservas internacionais revisitadas: Novas estimativas de patamares ótimos, Texto para Discussão, No. 1885, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/90994

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

1885
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ipea

RESERVAS INTERNACIONAIS REVISITADAS: NOVAS ESTIMATIVAS DE PATAMARES ÓTIMOS

Christian Vonbun

ipea
Por um Brasil desenvolvido

1885
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Brasília, outubro de 2013

RESERVAS INTERNACIONAIS REVISITADAS: NOVAS ESTIMATIVAS DE PATAMARES ÓTIMOS*

Christian Vonbun**

* O autor agradece as consultas a Maurício Cortez Reis e a Carlos Henrique Leite Corseuil, os comentários de Fernando Ribeiro e a assistência de Alexandre de Araújo Gomes. Todas as falhas e omissões são de responsabilidade do autor.
** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro interino Marcelo Côrtes Neri

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete
Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2013

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: E63, F31, F32, F34, F40, F41, G11.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 O NOVO MODELO DE JEANNE E RANCIÈRE 11

3 A CALIBRAGEM DO MODELO E O CÁLCULO DAS RESERVAS ÓTIMAS 18

4 CONCLUSÃO 30

REFERÊNCIAS 32

APÊNDICE 35

SINOPSE

Este artigo mostra o cálculo do nível ótimo de reservas internacionais para o Brasil no período entre o primeiro trimestre de 2004 e o terceiro de 2012, por meio da nova metodologia proposta por Jeanne e Rancière (2011), que corrige falhas de sua versão anterior, Jeanne e Rancière (2006). São estimados patamares ótimos das reservas para diversos cenários. De acordo com os resultados obtidos, o nível de reservas observado recentemente no Brasil parece encontrar-se efetivamente acima do nível ótimo, sob diversos cenários e hipóteses alternativas para os principais parâmetros do modelo, resultando em custos que tendem a ser cada vez maiores para o governo e para os contribuintes.

Palavras-chave: reservas internacionais; macroeconomia; dívida externa; s*udden stops*.

ABSTRACT[i]

This paper shows estimates of the optimal level of foreign reserves for Brazil between the first quarter of 2004 and the third trimester of 2012, by applying the new Jeanne e Rancière (2011) framework, using different scenarios. The estimates of the optimal holdings of this asset are calculated for several feasible scenarios. Our results suggest that, under various alternative scenarios and assumptions regarding the model's main parameters, the observed level of reserves in Brazil has become above the optimal level, thereby generating high and increasing costs for the Brazilian government and tax payers.

Keywords: international reserves; macroeconomics; external debt; sudden stops.

i. As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.
The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's publishing department.

1 INTRODUÇÃO

As reservas internacionais consistem em um instrumento vital para a execução da política cambial, sendo sua acumulação ao mesmo tempo munição para intervenções futuras e um efeito colateral de intervenções realizadas no sentido de se desvalorizar (ou impedir uma valorização) o câmbio doméstico.

Logo, conforme apontado por Heller (1966), as reservas são usadas para garantir certa cotação cambial e financiar déficits temporários no balanço de pagamentos. Mais que isso, as reservas também servem como um seguro contra crises cambiais e crises de *sudden stop*. Embora os dois últimos conceitos se assemelhem, são diferentes.[1]

O primeiro se refere a um ataque especulativo que se faz contra uma dada cotação cambial, logo, está associado a sistemas de câmbio fixo. Há uma grande literatura acerca de crises cambiais, iniciada com o artigo seminal de Krugman (1979), bem como acerca da escolha de níveis ótimos de reservas internacionais a serem usadas como seguro contra este tipo de crise, com destaque para Ben-Bassat e Gottlieb (1992), do qual derivam aplicações para o Brasil descritas em Cavalcanti e Vonbun (2007; 2008), por exemplo.

O segundo conceito se refere a uma parada súbita e inesperada na entrada de capitais externos, o que pode causar rupturas importantes e inesperadas não apenas nos fluxos financeiros, como também nos fluxos comerciais. As paradas súbitas ameaçam também países que possuem câmbio flutuante e, em virtude da existência prévia de contratos financeiros e comerciais que devem ser honrados, pode causar danos mesmo a países com saldo positivo em conta-corrente. As reservas internacionais, neste caso, teriam a função de mitigar os efeitos da crise, permitindo que a absorção externa não sofra impactos fortes no curto prazo, ajudando a minimizar os efeitos.

Outros fatores podem motivar a acumulação de reservas internacionais: poupança para liquidação de obrigações futuras em moeda estrangeira; o "medo de flutuar", como Calvo e Reinhart (2002) chamam a cautela dos bancos centrais de acumular reservas mesmo ao decidir deixar a taxa de câmbio flutuar, de modo a poderem voltar atrás,

1. Bahmani-Oskoee e Brown (2002) fazem uma boa revisão da literatura acerca da demanda por reservas, que pode ser complementada por Cavalcanti e Vonbun (2008).

se julgarem necessário; e o que Aizenman e Lee (2008) chamam de "motivos mercantilistas", isto é, a promoção deliberada de uma taxa de câmbio desvalorizada para buscar a obtenção de superávits comerciais, de forma artificial.

Independente dos motivos para a sua manutenção, a necessidade de se calcular o volume ótimo de reservas internacionais se dá em função da existência de custos e benefícios. Os benefícios foram citados, mas os seus custos consistem no diferencial de juros que um país tem que arcar, visto que a aplicação de divisas em reservas internacionais costuma ter remuneração inferior ao custo da dívida externa e/ou da dívida interna, especialmente a que está em mãos de estrangeiros (pois o custo fiscal se torna social quando a parcela de juros é paga a estrangeiros).

Todavia, é importante não ignorar os custos fiscais, pois, mesmo que não necessariamente igualando os custos sociais, estes podem ter consequências deletérias sobre as finanças públicas e, por consequência, sobre a economia como um todo. Assim, faz-se necessário otimizar a acumulação das reservas, de modo a nem se correr riscos nem se incorrer em custos desnecessários.

GRÁFICO 1
Evolução da relação reservas internacionais/PIB (1990-2012)

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB). Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>.

Nos últimos anos, o Banco Central do Brasil (BCB) vem mantendo uma trajetória de elevação da proporção das reservas internacionais sobre o produto interno bruto (PIB), conforme o gráfico 1, o que enseja preocupações acerca dos custos sociais e fiscais desta política. Ao final de novembro de 2012, a autoridade monetária já detinha US$ 378,56 bilhões em reservas internacionais, o equivalente a 16,62% do PIB, o maior valor já registrado. E a tendência é, claramente, de elevação deste montante.

De fato, praticamente a totalidade da literatura aponta ao menos a probabilidade de se estar acumulando reservas em excesso, logo, de se estar incorrendo em custos excessivos.

Entre os artigos que consubstanciam essa visão em maior ou menor grau, pode-se destacar: Silva e Silva (2004); Lopes (2005); Cavalcanti e Vonbun (2007 e 2008); Salomão (2008); Vonbun (2009); Van der Laan e Cunha (2009); Van der Laan, Cunha e Lélis (2012); Almeida (2012), entre outros.

É relevante notar que esses artigos se utilizaram de metodologias alternativas, não obstante, obtendo o mesmo resultado. Silva e Silva (2004) empregaram o modelo de Frenkel e Jovanovich (1981); Lopes (2005) não encontra empiricamente efeitos das reservas sobre a probabilidade de crises, bem como não observam redução do impacto de um *sudden stop* sobre o produto; Cavalcanti e Vonbun (2007 e 2008) utilizaram-se de um modelo simples de determinação de reservas ótimas (alteração do que foi proposto por Ben-Bassat e Gottlieb, 1992), concluindo que as reservas observadas são maiores que os patamares ótimos preconizados pelos cenários mais razoáveis; Salomão (2008) usa um modelo empírico de avaliação e tem conclusão similar. Os artigos de Van der Laan usam resultados econométricos diversos, e Almeida faz uma análise mais qualitativa, comparando o volume de reservas com indicadores usuais. Finalmente, Vonbun (2009) usa um modelo microfundamentado proposto por Jeanne e Rancière (2006), também concluindo que o volume de reservas ótimas já fora ultrapassado nos cenários mais prováveis.

O objetivo deste texto, portanto, é contribuir para a literatura empregando a aplicação de novo modelo de determinação de reservas ótimas proposto por Jeanne e Rancière (2011) para calcular as reservas ótimas para o Brasil.

Este estudo é centrado no segundo tipo de risco (de paradas súbitas) modelado por Jeanne e Rancière (2011) com o intuito de obter as reservas ótimas para economias emergentes. O modelo é uma versão aprimorada do modelo de Jeanne e Rancière (2006), o qual gerou uma aplicação para o Brasil em Vonbun (2009). A diferença em relação ao anterior é que o modelo passa a considerar explicitamente as reservas como um seguro e corrige algumas implicações incômodas do modelo anterior – inclusive o fato de a dívida soberana pagar um prêmio de risco sobre os títulos em moeda estrangeira de emissores privados de um mesmo país. Isto decorre da hipótese, feita no modelo anterior, de que apenas a porção pública da dívida externa seria sujeita a *default*. O novo modelo consiste em um considerável esforço de releitura e reconfecção do anterior e deve, *a priori*, apresentar resultados diferentes visto que trata de forma quadrática variáveis anteriormente tratadas como lineares, dado que usa hipóteses alternativas. Logo, exceto que essas variáveis fossem irrelevantes, e no caso de a função quadrática resultar no mesmo valor que a linear, o que ocorreria apenas no caso particular de idempotência, os resultados seriam os mesmos.

Além disso, a nova formulação do modelo requer o uso de variáveis diferentes na calibragem do modelo, em função de suas diferentes hipóteses. Por exemplo, o novo modelo não requer o uso, na calibragem, de dados de títulos privados brasileiros emitidos em dólares, como o anterior, para calcular o *spread*. O *spread* passa a ser calculado apenas pela diferença entre custo da dívida externa e o retorno às reservas. Isto implica na remoção de um potencial viés advindo do risco de crédito específico das empresas que emitem títulos no exterior, o qual pode impactar significativamente os resultados. Note que o *spread* é o custo das reservas, logo, é provavelmente a variável mais importante para a determinação das reservas ótimas no modelo.

Contudo, o modelo preserva algumas boas características do anterior, como a apresentação de uma fórmula fechada e o fato de ser microfundamentado.

Este trabalho se estrutura da seguinte forma: esta introdução, seguida da descrição do modelo, da apresentação da estimação e dos valores ótimos de reservas, além da conclusão.

2 O NOVO MODELO DE JEANNE E RANCIÈRE

Considere uma economia pequena e aberta, com tempo discreto e infinito $t = 0,1,2,3,...$, onde há apenas um único bem, consumido domesticamente e nos países estrangeiros. Sua economia segue uma trajetória determinística que pode ser perturbada pela única fonte de incerteza na economia: o risco de paradas súbitas (*sudden stops*) nos influxos de capitais.

O país tem um setor privado e um governo, sendo o primeiro composto por um contínuo de consumidores atomizados e de vida infinita, com sua utilidade intertemporal definida por:

$$U_t = E_t\left[\sum_{i=0,...,+\infty}(1+r)^{-i}u_{t+i}(C_{t+i})\right] \quad (1)$$

Onde U_t é a função de utilidade intertemporal, E_t é o operador de esperança, r é a taxa de juros, C_t o consumo e u_{t+i} a função de utilidade instantânea do consumo, que é do tipo CRRA, com $\sigma \geq 0$:

$$u(C) = \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma},\ \sigma \neq 1 \quad (2)$$

e $u(C) = ln(C)$, para $\sigma = 1$, onde σ é a aversão ao risco.

A restrição orçamentária sobre a qual os consumidores maximizam sua utilidade é:

$$C_t = Y_t + L_t - (1+r)L_{t-1} + Z_t \quad (3)$$

Onde Y_t é o produto doméstico, L_t a dívida externa e Z_t é a transferência (líquida) do governo para o setor privado. A taxa de juros r é constante e o consumidor representativo não dá *default*, isto é, não deixa de honrar a sua dívida externa. Outra hipótese é a de que há uma restrição à quantidade de produto que pode ser comprometida com endividamento externo, pelo setor privado, representada pela proporção a_t. Este último é o parâmetro, variável no tempo, que captura o quanto do produto pode ser comprometido para o repagamento da dívida externa aos credores externos. A dívida externa é totalmente liquidada no período $t + 1$ se e somente se:

$$(1+r)L_t \leq \alpha_t Y_{t+1}^n$$
$$0 \leq \alpha_t < 1 \quad (4)$$

Onde Y_{t+1}^n é o produto tendencial no período $t + 1$. Assume-se que ambas variáveis sejam conhecidas em t, o que implica que se a condição acima for satisfeita, a dívida emitida em t é livre de *default*. O fato de o valor de α_t poder variar no tempo implica que a restrição ao endividamento externo é variável, levando à possibilidade de *sudden stops*. O valor de α_t é, neste modelo, tomado como exógeno.

A economia tem dois estados: o normal, sem crises – identificado pelo superescrito n –, e o de *sudden stop*, denotado pelo superescrito s. Em períodos de normalidade, o produto Y_t^n cresce a uma taxa constante e o setor privado pode se comprometer a amortizar dívidas em uma fração constante do produto, tal que:[2]

$$Y_t^n = (1+g)^t Y_0 \quad (5)$$

$$\alpha_t^n = \alpha \quad (6)$$

Onde g é a taxa de crescimento do produto, Y. A variável não negativa α_t é o grau máximo de comprometimento do produto com dívidas. Se há um *sudden stop*, por hipótese, o produto Y_t^s cai em uma fração γ abaixo da tendência e α_t cai a zero.[3]

$$Y_t^s = (1-\gamma)^t Y_t^n \quad (7)$$

$$\alpha_t^s = 0 \quad (8)$$

A dívida externa que é rolada não contribui com o *sudden stop* e não tem papel importante no modelo. Para garantir que o consumidor possa repagar toda a sua dívida em um *sudden stop*, assume-se que: $\alpha + \gamma < 1$. Além disso, para que a renda intertemporal do consumidor seja finita, assume-se que $r > g$. Há também um período de recuperação da economia, que tem duração θ até que a mesma se recupere e volte ao normal.

2. Note que o índice *n* indica momentos de normalidade e o *s* indica momentos de crise.
3. A queda a zero (e não a um valor positivo) se trata de uma normalização.

Logo, se uma economia sofreu um *sudden stop* no tempo *t*, a economia estará de volta ao estado normal *n* no tempo $t + \theta + 1$. O intervalo $[t, t + \theta]$ é definido como o "episódio de *sudden stop*". Assim, em um dado período *t*, a economia pode estar em $\theta + 2$ estados: $s_t = n$ (o estado da economia é de normalidade) ou em um dos $\theta + 1$ estados dos episódio de *sudden stop*: $s_t = s^0, s^1, \ldots, s^\theta$.

A dinâmica do produto e do crédito externo em um episódio de *sudden stop*, a uma data *t*, são dados por:

$$Y_{t+\tau}^{s} = [1 - \gamma(t)]Y_{t+\tau}^{n} \tag{9}$$

$$\alpha_{t+\tau}^{s} = \alpha(\tau) \tag{10}$$

Onde $\gamma(.)$ e $\alpha(.)$ são funções exógenas de $\tau = 0, 1, \ldots, \theta$. Como na ocorrência de um *sudden stop* (período inicial da crise) temos que $y(0) = y$ e $\alpha(0) = 0$, faz-se a hipótese de que $\gamma(\tau)$ e $\alpha(\tau)$ convergem em direção à trajetória normal de crescimento de forma monótona, e são, respectivamente, decrescente e crescente em *t*. A função $\gamma(\tau)$ indica a proporção do produto perdida, em decorrência da parada súbita, no período, em comparação ao valor tendencial. Também assume-se que ao final do episódio, o consumidor obteve o mesmo acesso ao crédito externo que desfrutava antes do mesmo, isto é: $\alpha(\theta + 1) = \alpha$. A economia, após um episódio, retorna com certeza ao estado *n*.

Como o modelo foca no seguro contra *sudden stops*, faz-se a hipótese simplificadora de que a única fonte de incerteza na economia é o risco de *sudden stop*. A probabilidade de um *sudden stop* ocorrer em um determinado período é denotada por π.

Os *sudden stops* reduzem o bem-estar do consumidor de duas maneiras. Primeiro, perturbam a trajetória de consumo em torno do nível da tendência, o que reduz seu nível de bem-estar se sua elasticidade-substituição intertemporal for finita. Segundo, o *sudden stop* reduz a renda intertemporal do consumidor por conta da queda do produto doméstico no período do evento.

O papel do governo no modelo é o de segurar o setor privado contra choques de *sudden stop* e as quedas de renda e consumo que estes ensejam. Assume-se que o governo possa suavizar o consumo doméstico contra os *sudden stops* por meio das reservas internacionais, mantidas junto a investidores internacionais, as quais funcionam como um contrato de seguro. Na ocorrência de um *sudden stop*, as reservas são empregadas

para mitigar os efeitos do evento, encerrando o "contrato". O governo pode recompor as reservas ao final de um episódio – o que equivale a fazer novo contrato de seguro.

Como a data de um *sudden stop* não é conhecida *a priori*, um "contrato" deste tipo deve especificar uma sequência de pagamentos condicionais $(X_t, R_t)_{t=1,\ldots,+\infty}$.

O governo simplesmente transfere os fluxos de caixa resultantes dos contratos para os consumidores domésticos, o que implica:

$$Z_t^n = -X_t \tag{11}$$

enquanto a economia estiver no estado *n* e:

$$Z_t^s = R_t - X_t \tag{12}$$

na ocorrência de um *sudden stop*. O governo paga, portanto, um prêmio de seguro X_t, inclusive na iminência de um *sudden stop*, tal que a transferência líquida é a diferença entre o valor segurado (as reservas), que seria equivalente à indenização do seguro (R_t), e o prêmio de seguro (seu custo de carregamento): $R_t - X_t$. A variável R_t representa o valor das reservas internacionais – que equivale à indenização paga pelo seguro – e o valor X_t ao custo de carregamento das mesmas, análogo ao prêmio de seguro.

Portanto, a acumulação de reservas custa um sacrifício de recursos que devem ser interpretados como seu custo de carregamento,[4] como contrapartida de seu benefício: o acesso à liquidez internacional no período de crise.

O preço (do carregamento) das reservas é especificado em função da utilidade marginal dos fundos, μ, (ou função Kernel de preços) para os fornecedores de seguro (custo de carregamento da liquidez internacional no mercado) no tempo *t*, de modo que:

$$\mu_t^s \geq \mu_t^n \tag{13}$$

4. Ainda se pode imputar como custo a perda de bem-estar pelo adiamento do consumo, pela simples manutenção de um estoque de recursos poupados, que, ao contrário da poupança usual, não rende juros.

Assim, a utilidade marginal dos fundos de liquidez internacional do país tende a ser maior durante um *sudden stop*, o que tende a estar correlacionado com o custo da liquidez internacional no mercado, por exemplo, porque o mesmo pode estar correlacionado a condições de baixa liquidez no resto do mundo. A diferença entre μ_t^s e μ_t^n determina o custo de seguro para uma economia pequena aberta. Por simplicidade, assume-se que a razão entre o dólar no momento de normalidade e o dólar no momento de crise é uma constante, denotada por:

$$p = \frac{\mu_t^n}{\mu_t^s} \leq 1 \tag{14}$$

Como será visto, o nível p pode ser inferido *ex-ante* a partir do prêmio de risco puro cobrado em títulos de longo prazo que podem não ser honrados no evento de um *sudden stop*.

Sob essas hipóteses, a aquisição de reservas internacionais equivale a um contrato de seguro e, assumindo que o mercado de seguradoras estrangeiras seja perfeitamente competitivo e que sua taxa de desconto intertemporal seja a mesma do consumidor doméstico, os estrangeiros estarão dispostos a ofertar contratos de seguros $(X_t,R)_{t=1,\ldots,+\infty}$ cujo valor presente descontado é não negativo, isto é:

$$\sum_{t=1}^{+\infty} \beta^t (1-\pi)^{t-1} [(1-\pi) X_t \mu_t^n - \pi (R_t - X_t) \mu_t^s] \geq 0 \tag{15}$$

Onde β é o fator de desconto intertemporal. O problema de otimização do contrato de seguros do governo pode ser resolvido de forma fechada se a restrição ao endividamento (4) sempre for ativa.[5] Jeanne e Rancière derivaram uma primeira fórmula – que é a utilizada neste trabalho – sob a hipótese de que a restrição é sempre ativa, então estabelecendo um conjunto de condições que são suficientes para a satisfação desta hipótese, em equilíbrio. Note que se a restrição (4) for ativa, em tempos "normais", o governo deve manter uma razão constante de reservas com relação ao PIB.

5. Os autores observam que se a restrição não for ativa, a solução para a otimização de poupança precaucional do consumidor não possui forma fechada. Ver Jeanne e Rancière (2011) para mais detalhes.

O problema do governo, portanto, é o de escolher as trajetórias $(X_t, R_t)_{t=1,\ldots,+\infty}$ de modo a maximizar o bem-estar doméstico, sujeito às restrições (3), (11) e (12), a restrição de crédito ativa (4) e à restrição de participação dos "seguradores" (13). O lagrangeano pode ser escrito como:

$$\mathcal{L} = \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t (1+\pi)^t \{(1-\pi)u(C_t^n) + \pi u(C_t^s) + \nu[(1-\pi)X_t\mu_t^n - \pi(R_t - X_t)\mu_t^s]\} \quad (16)$$

Onde ν é o multiplicador de Lagrange e representa o preço-sombra da restrição (13). Os níveis de consumo contingentes ao Estado são dados por:

$$C_t^n = Y_t^n \left(1 - \frac{r-g}{1+g}\lambda\right) - X_t \quad (17)$$

e

$$C_t^s = Y_t^n \left(1 - \gamma - \frac{r-g}{1+g}\lambda\right) + R_t - X_t \quad (18)$$

As condições de primeira ordem implicam que:

$$u'(C_t^n) = pu'(C_t^s) \quad (19)$$

Isto quer dizer que o consumidor doméstico pode substituir o consumo entre os estados à mesma taxa que o investidor internacional. A restrição ativa[6] de participação dos "seguradores" (investidores) estrangeiros é:

$$X_t = \frac{\pi}{\pi + p(1-\pi)} R_t \quad (20)$$

e definindo: $\rho = R_t/Y_t$ onde Y_t é o PIB e R_t o nível de reservas, se (4) for restrição ativa, finalmente se terá:

$$\rho^* = \frac{\lambda + \gamma - \left[1 - \frac{(r-g)}{1+g}\lambda\right](1 - p^{1/\sigma})}{1 - \frac{\pi}{\pi + p(1-\pi)}(1 - p^{1/\sigma})} \quad (21)$$

6. Ver Jeanne e Rancière (2011) para uma discussão mais aprofundada acerca das restrições.

Esta é a equação do modelo (21) que determina o nível ótimo de reservas, onde: λ é a relação dívida de curto prazo/PIB; γ é a perda de produto no caso de um *sudden stop*; π é a probabilidade de um *sudden stop*; σ é a aversão ao risco e p é o preço de um dólar em período de estabilidade em termos de um dólar em tempos de crise, para o investidor global.

Pode-se mostrar que $\rho^* \leq \lambda + \gamma$ pois $p \leq 1$ e $\alpha + \gamma < 1$ e o valor ótimo de reservas é igual a $\lambda + \gamma$ se $p = 1$ (ver Jeanne e Rancière, 2011), bem como que o valor ótimo das reservas é crescente em σ.

Para fins práticos de calibragem, precisa-se eliminar p, que, contudo, é definido como:

$$p_t = \frac{x_t^{-1} - 1}{\pi_t^{-1} - 1} \tag{22}$$

Onde x_t é o *spread* resultante do diferencial de juros pagos pela dívida externa e dos recebidos como remuneração das reservas. Se os ofertantes de seguro forem neutros ao risco, ($x_t = \pi_t$), o país vai fazer um seguro "total", isto é, vai manter tantas reservas quanto necessárias para fazer frente ao custo de um *sudden stop*. A hipótese doravante adotada é a de que $x_t \geq \pi_t$.

Note também que o *spread* equivale à soma da probabilidade (risco de *default*) π_t mais um termo δ_t, que é a diferença entre o *spread* e a probabilidade de *default* e é determinado pela aversão ao risco dos emprestadores.

$$x_t = \pi_t + \delta_t \tag{23}$$

Substituindo (23) em (22), obtém-se:

$$p_t = 1 - \frac{\delta_t}{(1-\pi_t)(\pi_t+\delta_t)} \tag{24}$$

Que dá a proporção do seguro em equilíbrio. O valor de p dado por (24) vai ser o valor a ser substituído em (21) para o cálculo efetivo das reservas ótimas.

3 A CALIBRAGEM DO MODELO E O CÁLCULO DAS RESERVAS ÓTIMAS

O próximo passo para a determinação do volume ótimo de reservas internacionais para o Brasil é calibrar o modelo. Para tal, é importante determinar os valores dos parâmetros e variáveis. Dada a dificuldade de mensuração, observação e estimação de alguns parâmetros, será necessário recorrer ao uso de cenários, tal como foi feito em Vonbun (2009), inclusive aproveitando os valores calibrados por Jeanne e Rancière (2011) como base de comparação.

São sete as variáveis que devem ser obtidas (visto que p_t e x_t são obtidas por meio das demais): a probabilidade de um *sudden stop* π, a perda de produto γ, a razão dívida externa de curto prazo/PIB λ, o retorno às reservas r, o prêmio δ, o parâmetro de aversão ao risco σ e o crescimento da economia g.

3.1 A calibragem dos autores

Os dados calibrados por Jeanne e Rancière (2011) são relacionados na tabela 1.

TABELA 1
Parâmetros calibrados por Jeanne e Rancière (2011)

Parâmetro	Valor básico	Faixa de Variação
Tamanho do *sudden stop* λ	0,10	[0; 0,3]
Probabilidade de *sudden stop* π	0,10	[0; 0,25]
Perda de produto γ	0,065	[0; 0,2]
Crescimento potencial de produto g	0,033	-
Prêmio de risco δ	0,015	[0,0025; 0,05]
Taxa de juros sem risco r	0,05	-
Aversão ao risco	2	[1; 10]

Fonte: Jeanne e Rancière (2011).

Na caligragem dos autores, os parâmetros π, γ, e λ são calibrados com referência à amostra de *suddens stops* em 34 países de renda média entre 1975 e 2003. Para este propósito, o produto doméstico é decomposto entre absorção doméstica, conta financeira, renda enviada do exterior e a variação de reservas:

$$A_t = Y_t + KA_t + IT_t - \Delta R_t \tag{25}$$

Onde KA_t é a conta financeira; IT_t é a renda e a transferência do exterior e $\Delta R_t = R_t - R_{t-1}$ é a variação nas reservas. Um *sudden stop* é uma queda abrupta na conta financeira KA_t que, *coeteris paribus*, reduz a absorção doméstica. O impacto de um *sudden stop* na absorção pode ser amplificado por uma queda concomitante no produto, Y_t, ou mitigado por uma venda de reservas, ΔR_t. Para verificar a correspondência entre a identidade (25) e o modelo, note que a restrição orçamentária do consumidor (3) pode ser reescrita em um *sudden stop* com $L_t = 0$ e $Z_t = (1 - x_{t-1})R_{t-1}$:

$$C_t = (1-\gamma)Y_t^n + (-L_{t-1}) + (-rL_{t-1} - x_{t-1}R_{t-1}) - (-R_{t-1}) \quad (26)$$

Onde pode-se substituir:

$$C_t \equiv A_t; (1-\gamma)Y_t^n = Y_t; (-L_{t-1}) = KA_t; (-rL_{t-1} - x_{t-1}R_{t-1}) = IT_t \text{ e } (-R_{t-1}) = \Delta R_t \quad (27)$$

Logo, tem-se novamente (25).

Logo, é possível inferir o tamanho dos choques sobre a economia em um *sudden stop* (γ) a partir do comportamento empírico dos termos à direita da equação (25).

Em linha com Guidotti *et al.* (2004), identifica-se o *sudden stop* no ano t se a razão de entrada de capitais em relação ao PIB, $k_t \equiv KA_t/Y_t$ cai em mais de 5% em relação ao ano anterior.

Sudden stop no ano $t \Leftrightarrow k_t - k_{t-1} <- 5\%$.

Atendida a condição acima, os dados da amostra associam a esses eventos uma grande queda na absorção doméstica a uma queda média de 10% no fluxo de capitais, mas a maior parte do impacto de uma reversão na conta financeira é contrabalançada por uma redução nas reservas. Absorção doméstica cai em menos de 3 % do PIB em média no ano do *sudden stop*, valor menor que a perda em termos de fluxos de capitais.

A probabilidade incondicional de um *sudden stop* é de 10,2%, arredondada para 0,1 na calibragem. O parâmetro λ foi calibrado no nível médio de $(K_{t-1} - K_t)$, próximo de 10%, valor similar ao da razão dívida externa de curto prazo/PIB. Os dados do Global Development Finance (GDF) indicam média de 8,2% e os do Bank for International Settlements (BIS), 11,7%.

O custo, em termos de produto, de um *sudden stop* foi calibrado em relação ao crescimento do PIB no ano anterior à crise e no primeiro ano da mesma. Em média, o PIB cai em 4% no primeiro ano e em 9%, se a amostra for restrita aos episódios em que houve queda. O valor calibrado foi de γ = 6,5%, a média entre os valores alto e baixo. Isto é consistente com os valores na literatura.[7]

O custo de oportunidade de manter reservas é frequentemente medido, na literatura, como a diferença entre os juros que o país paga em sua dívida externa de longo prazo e o retorno às reservas. Se for assumido que as reservas estão denominadas em dólares americanos, o custo de oportunidade para o país *j* no ano *t* é dado por:

$$\delta_t(j) = r_t^l(j) - r_t^s(us) \tag{28}$$

Onde $r_t^l(j)$ é a taxa de juros de longo prazo da dívida externa e é a taxa de juros de curto prazo dos Estados Unidos. Isto também pode ser escrito como a soma do termo a prêmio em dólar e o *spread* de longo prazo do país.

$$\delta_t(j) = r_t^l(us) - r_t^s(us) + r_t^l(j) - r_t^l(us) \tag{29}$$

Onde o primeiro termo à esquerda é o prêmio a termo em dólar da dívida dos Estados Unidos e o seguinte o *spread* do país. O prêmio a termo dos Estados Unidos, medido pelo diferencial do rendimento dos títulos *Treasury* de dez anos *versus* a taxa dos *Federal Funds* foi de aproximadamente 1,5% em média entre 1990-2005.[8] O segundo componente, de acordo com as estimativas de Klingen, Welder e Zettelmeyer (2004) e encontram que o risco (puro) é próximo de zero. Usando uma medodologia alternativa, Broner, Lorenzoni e Schmukler (2007) estimam que os prêmios de risco, em títulos de mercados emergentes, variaram entre zero e 1,5%, no período de 1993 a 2003. Logo, é usado na calibragem o valor de 1,5%. Finalmente, a taxa de juros livre de risco *r* é calibrada em 5% e o crescimento do produto em 3,3%, a taxa média de crescimento do PIB da amostra de países de renda média entre 1975-2002, excluindo os anos de *sudden stop*. A aversão ao risco usada foi a que os autores acreditam ser a padrão na literatura de ciclos reais de negócios: 2. Os resultados indicaram reservas ótimas de 9,1% do PIB, ou 91% da dívida de longo prazo.

7. Ver Hutchinson e Noy (2005) – 13%-15% – e Becker e Mauro (2006) – 16,5% do PIB.
8. Ver Rudebusch, Sack e Swanson (2007).

3.2 A calibragem para o Brasil

A calibragem específica para o Brasil permite e requer, evidentemente, dados específicos para o país e possibilita que se utilizem dados que variam ao longo do tempo, o que seria mais difícil de obter no caso da calibragem anterior, que calcula as médias para um grupo de países.

3.2.1 A razão dívida externa de curto prazo/PIB

A razão dívida externa de curto prazo/PIB (λ) para o Brasil foi calculada com base em dados do BCB – dividida pelo PIB em dólares acumulado nos últimos quatro trimestres. Na média da amostra, a dívida externa de curto prazo totalizou 1,83% do PIB.

3.2.2 A taxa de crescimento do PIB

A variação real do PIB em reais (dados do IBGE) na média do período foi de 4,32%.

3.2.3 A taxa de juros livre de risco

O retorno médio dos *Fed Funds*, *proxy* para a taxa de juros livre de risco *r*, foi de 1,89%, na amostra obtida junto ao Federal Reserve Bank of Minneapolis.

3.2.4 O custo da crise

Para o custo da crise, γ, é necessário trabalhar com cenários.

Os cenários são delimitados com base nas estimativas de Barro (2001), Hutchison e Noy (2005) e de Gregorio e Lee (2003). Barro (2001) aponta para um custo de crise não descontado de 6,7% do PIB, ao longo de cinco anos. Em caso de ocorrência concomitante de uma crise bancária, esta teria custos em torno de 10% do PIB. Todavia, sua estimativa para o custo da Crise da Ásia de 1997 foi de 15% do PIB, ao longo de cinco anos. Hutchinson e Noy (2005) estimam o custo de uma crise entre 5% e 8% do PIB, podendo chegar ao intervalo de 8% a 10%, em caso de ocorrência simultânea de uma crise bancária. 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 três a cinco anos.

Assim, foram calculados os resultados para o intervalo entre 7,5% e 15% do PIB, que fornecerá resultados mais conservadores que algumas das estimativas citadas. Cabe lembrar que a calibragem de Jeanne e Rancière (2011) estima este custo em 6,5% do PIB.

Para o parâmetro de aversão ao risco, σ, também é feito o uso de cenários, iniciando-se com o valor de 2 – valor padrão da literatura, de acordo com Jeanne e Rancière –, variando até 4.

3.2.5 A probabilidade de um *sudden stop*

À probabilidade de crise, π, é dedicado um esforço maior de estimação, não apenas em função da dificuldade de se estimar tal parâmetro não observável, como também pela importância da variável sobre os resultados do modelo.

O modelo de regressão

Para tal, recorreu-se a um modelo de estimação econométrica tipo *logit*, baseado no apresentado por Calvo, Izquierdo e Mejía (2004), tal como feito em Vonbun (2009). Todavia, para além do uso de uma amostra mais longa, foi feito um esforço para incluir um número maior de países e dar melhor tratamento aos dados, completando as observações para países com poucas observações (ou os retirando da amostra), ao final efetivamente elevando o número de observações. Com isso, agora a amostra inclui 129 países, contra 107 anteriormente.[9] Os dados são anuais e advém do World Development Indicators, do Banco Mundial e do International Financial Statistics, do FMI. Todos os dados são defasados em relação à variável dependente, para evitar problemas de endogeneidade e identificação.

9. Os países são: Argélia; Antígua e Barbuda; Argentina; Armênia; Austrália; Áustria; Bahamas; Bahrain; Bélgica; Belize; Bolívia; Brasil; Bulgária; Burundi; Camarões; Canadá; República Centro-Africana; Chile; China; Hong Kong; Colômbia; República Democrática do Congo; Costa Rica; Costa do Marfim; Croácia; Chipre; República Tcheca; Dinamarca; Dominica; República Dominicana; Equador; Egito; El Salvador; Guiné Equatorial; Fiji; Finlândia; França; Gabão; Gâmbia; Geórgia; Alemanha; Gana; Grécia; Granada; Guatemala; Guiné-Bissau; Guiana; Honduras; Hungria; Índia; Indonésia; Islândia; Irã; Irlanda; Israel; Itália; Jamaica; Japão; Jordânia; Coreia; Lesoto; Luxemburgo; Macau; Macedônia; Malavi; Malásia; Mali; Malta; Ilhas Maurício; México; Moldova; Moçambique; Myanmar; Marrocos; Nepal; Países Baixos; Antilhas Holandesas; Nova Zelândia; Nicarágua; Nigéria; Noruega; Paquistão; Panamá; Papua-Nova Guiné; Paraguai; Peru; Filipinas; Polônia; Portugal; Romênia; Ruanda; Rússia; Samoa; Arábia Saudita; Senegal; Serra Leoa; Sérvia; Cingapura; Eslováquia; Eslovênia; Ilhas Salomão; África do Sul; Espanha; São Cristóvão e Nevis; Santa Lúcia; São Vicente e Granadinas.; Síria; Sudão; Suazilândia; Suécia; Suíça; Suriname; Tanzânia; Togo; Trinidad e Tobago; Tunísia; Turquia; Uganda; Ucrânia; Reino Unido; Estados Unidos; Uruguai; Vanuatu; Venezuela; Vietnã e Zâmbia.

O modelo da regressão – onde se usam efeitos fixos – é:

$$D_{i,t} = \beta_1 dlnDEB_{i,t-2} + \beta_2 CAZ_{i,t-1} + \beta_3 lnCRED_{i,t-2} + \beta_4 FDIPIB_{i,t-2} + \beta_5 dCPIFX_{i,t-1} \quad (30)$$

Onde: $D_{i,t}$ é a *dummy* dependente; $dlnDEB_{i,t-2}$ é a segunda defasagem da primeira diferença do logaritmo natural da dívida externa bruta do país *i*; $lnCRED_{i,t-2}$ é o logaritmo da relação crédito total/PIB do país *i*, no período $t - 2$; $FDIPIBi_{,t-2}$ é a razão investimento direto estrangeiro/PIB do país *i*, no período $t - 2$; $dlnDEB_{i,t-2}$ é a segunda defasagem da primeira diferença da diferença entre variação da inflação e do câmbio do país *i*.

As variáveis supracitadas são usualmente relacionadas como fundamentos que ajudam a explicar a probabilidade de crises, pois podem gerar fragilidade fiscal ou vulnerabilidades no Balanço de Pagamentos.

A variável $CAZ_{i,t-1}$ merece explicação adicional, e advém de Calvo, Izquierdo e Mejía (2004).

A variável, a princípio, busca representar a razão entre o saldo em conta-corrente e a demanda doméstica por bens comercializáveis (*tradeables*). A ideia é que quanto maior o saldo em conta-corrente sobre a demanda, menor deve ser a probabilidade de um *sudden stop*, pois o país estaria requerendo menor parcela de fundos externos para financiar sua absorção doméstica. A variável foi construída dividindo-se o saldo em conta-corrente pela soma entre a produção manufatureira e a produção agrícola (uma *proxy* para a produção de bens transacionáveis) subtraída das exportações e adicionada das importações, de modo a obter-se no denominador a disponibilidade de bens transacionáveis na economia, uma aproximação para a demanda deste tipo de bens.

A *dummy* dependente é calculada também de acordo com Calvo, Izquierdo e Mejía (2004). A variável assume valor 1 em caso de crise e zero, caso contrário. O critério é que haja uma desvalorização na taxa de câmbio efetiva real superior a 15% e que esta desvalorização seja superior a um desvio-padrão observado na amostra da taxa de câmbio até então. Quase todos os eventos conhecidos de *sudden stops* e crises cambiais foram corretamente identificadas, com valor 1. Apenas o caso da Indonésia na Crise da

Ásia não foi identificado por este método, por pouco, mas, como o episódio é conhecido e documentado, o valor 1 foi inserido "arbitrariamente".

Os resultados da regressão são expostos na tabela 2. Eles foram significativos e com o sinal esperado. A primeira diferença do log da dívida externa bruta na segunda defasagem teve, como esperado, sinal positivo e coeficiente significativo a 5% de confiança, indicando que o aumento passado da dívida externa eleva a probabilidade de crise. A variável $CAZ_{i,t-1}$ foi significativa a 1% de confiança e seu sinal negativo, como esperado, indica que um déficit em conta-corrente (superávit) eleva (reduz) a probabilidade de o país ser vítima de um *sudden stop*. O logaritmo da razão crédito total/PIB em duas defasagens também foi significativo a 5% de confiança e teve o sinal esperado: um aumento da razão eleva a probabilidade de uma crise em dois anos à frente. A fração investimento direto estrangeiro/PIB também teve coeficiente significativo a 5% de confiança e o sinal esperado, indicando que um maior influxo de investimento reduz a probabilidade de crise dois anos à frente. Finalmente, a variação da diferença entre a inflação e taxa de câmbio (depreciação cambial) também teve o sinal esperado. Assim, à medida que aumenta a diferença entre a taxa de inflação menos a variação do câmbio, maior o risco de uma crise. Isto indica que o câmbio está tendendo a se tornar mais apreciado, o que implica a necessidade de desvalorização futura, o que se dá, muitas vezes, pela fuga de capitais e/ou a interrupção dos influxos financeiros. O coeficiente, contudo, foi marginalmente não significativo em 5% de confiança, mas foi facilmente não rejeitado no nível de 10%.

Esta especificação foi escolhida por apresentar a melhor estatística da Log-verossimilhança entre as formulações alternativas utilizadas. A variável *VIX*, usualmente associada ao nível de aversão ao risco dos investidores e à volatilidade do mercado internacional, não foi significativa em nenhuma especificação, quando testada, logo, foi retirada do modelo.

Note que a variável explicativa "reservas internacionais" foi deixada de fora propositalmente, por hipótese. Conforme discutido em Calvo (1998) os *sudden stops* são exógenos às reservas internacionais (ao contrário das crises cambiais), de modo que o modelo básico de Jeanne e Rancière (2011) não aventa essa possibilidade, possibilidade esta contemplada por modelos mais simples de crises cambiais, como o de Ben-Bassat e Gottlieb (1992).

TABELA 2
Resultados da regressão

	$d\ln(DEB_{i,t2})$	$CAZ_{i,t-1}$	$\ln(CRED_{i,t-2})$	$FDIPIB_{i,t-2}$	$d(CPIFX_{i,t-1})$
Coeficiente	2,388626	-29,48208	0,0320585	-0,2784392	0,0015915
Erro-padrão	1,002632	9,78686	0,0154711	0,1313478	0,0008161
P-valor	0,017	0,003	0,038	0,034	0,051
Log-verossimilhança	-27,724673	-	-	-	-
Estatística *razão de verossimilhança*	21,51	Prob LR (χ^2)	0,0006	-	-
Número de observações	191	Grupos	12	-	-
Número de variáveis retiradas por resultados positivos ou negativos	852 (70 grupos)	-	Número de iterações até a convergência	4	-

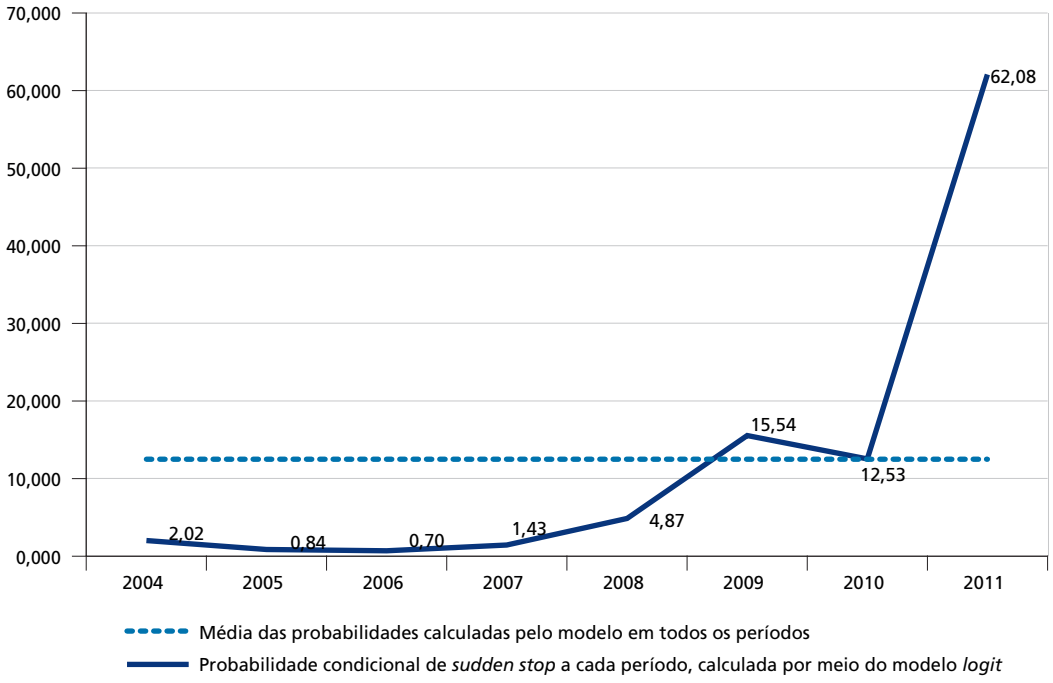
Elaboração do autor.

A probabilidade calculada

De posse dos resultados da regressão, foram calculadas as probabilidades de crise, dentro e fora da amostra (usando coeficientes obtidos usando toda amostra), para o Brasil, no período. Esta está exposta no gráfico 2.

No período inicial da amostra, a probabilidade fundamental de um *sudden stop* é muito baixa, só passando de 5% em 2009, após a crise do *subprime* e uma piora nos fundamentos brasileiros. A probabilidade de crise em 2011 cresce fortemente para 62,1% em função da piora de todos os fundamentos, notadamente: a forte expansão do crédito doméstico (que passa de 28,9% do PIB em 2004 para mais de 54% em 2009) e a apreciação do câmbio real efetivo (revertida em 2012). O aumento da dívida externa bruta em 2009 e a piora do saldo em conta-corrente entre 2007 e 2010 também figuram como motivos subjacentes ao forte aumento da probabilidade fundamental de crise. Cálculos com dados estimados – já que os oficiais não estão disponíveis de forma harmonizada – indicavam uma queda da probabilidade de crise em 2012 para 45,18%, inclusive devido à depreciação cambial de 2011 e à redução do déficit em conta-corrente no mesmo ano.

GRÁFICO 2
Probabilidade de *sudden stop* do Brasil
(Em %)



Elaboração do autor.

Como observado, a probabilidade de crise é potencialmente muito volátil em função de variações relativamente sutis nos fundamentos. Logo, é mais prudente interpretar estas probabilidades com cautela. Uma solução prática para evitar excessiva volatilidade do volume ótimo de reservas a ser mantido é o uso da média da probabilidade do período. Logo, é empregada a média do período (excluindo o valor de 45,18%, ainda preliminar, calculado para 2012): 12,5%.

Note que esse valor é maior que o estimado por Jeanne e Rancière (2011), de 10% e maior que os valores estimado em Cavalcanti e Vonbun (2008), de 8,5% e em Vonbun (2009), de 5,12%.

3.2.6 O prêmio de risco

Finalmente, o parâmetro δ é calculado de acordo com a equação (29). Para tal, são usados dados dos *Federal Funds* e dos *Treasury Bills* de dez anos (maturidade constante), obtidos junto ao Federal Reserve Bank of Minneapolis. Além disso, são usados dados

dos títulos longos da dívida externa brasileira, os Global-10, obtidos junto à Bloomberg. O valor calculado de δ, evidentemente, varia mês a mês, mas seu valor médio é de 5,8%, o que significa que a probabilidade π, implícita no *spread*, é menor que a estimada pelo modelo econométrico, pela equação (23). Entretanto, os dados dos títulos da dívida pública brasileira no exterior foram "contaminados" com expectativas exógenas de *default* em função de mudanças políticas ocorridas em 2002, o que eleva sobremaneira a média da amostra e não condiz com os valores médios observados nos anos seguintes, que caíram sensivelmente, o que representa forte quebra estrutural. A média do período posterior a este efeito, a partir do primeiro trimestre de 2006, é de 2,2%, e esse será o valor usado na calibragem. É importante notar que quanto maior δ, maior o custo de manter as reservas, logo, menor seu valor ótimo. A adoção do valor de 2,2% corre o risco de viesar para cima o valor das reservas ótimas, o que denota uma escolha conservadora para este parâmetro.

3.3 As reservas ótimas

Em função da dificuldade de se tratar com parâmetros de difícil mensuração e/ou não observáveis, uma saída meritória é, como já colocado, trabalhar com cenários. Tais cenários são construídos não apenas com o intuito de cobrir diversas hipóteses acerca dos referidos parâmetros, como também com o objetivo de fazer uma análise de sensibilidade do modelo, com vistas a tentar adequar os resultados aos dados observados, isto é, entender um pouco até que medida o modelo explica o comportamento do BCB, se é que isso é possível.

O primeiro cenário, já descrito, é o estimado por Jeanne e Rancière (2011), estimado para uma amostra de países. Além deste, são estimados onze cenários, dos quais os dois últimos são simulados apenas para se fazer uma análise de sensibilidade.

A tabela 3 descreve os cenários utilizados. Os cenários 1 a 3 trabalham com a aversão a risco-padrão, de valor 2. O que diferencia os cenários é o custo de uma crise de *sudden stop* (γ), que começa com 7,5% do PIB no cenário 1, passando para 10% e 12,5%, respectivamente, nos cenários 2 e 3. Os cenários 4, 5 e 6 seguem a mesma lógica, mas com a aversão ao risco σ = 2,75. O mesmo vale para os cenários 7, 8 e 9, mas com δ = 4. O cenário 10 faz uma análise de sensibilidade, usando a probabilidade de crise de 62,08% estimada para 2011, com aversão ao risco (σ) de 2 e custo de crise (σ) de 12,5% do PIB. Além disso, usa o mesmo δ proposto por Jeanne e Rancière (2011), de 1,5%. O cenário 11 faz o mesmo exercício com σ = 4, sendo o mais extremo dos

cenários, com elevadíssima aversão ao risco, altíssima probabilidade de crise e com o maior custo de crise (γ) do intervalo estudado. Conforme já exposto, os cenários 10 e 11 visam apenas fazer uma análise de sensibilidade, não sendo considerados cenários realistas.

TABELA 3
Cenários e valores dos parâmetros para calibragem

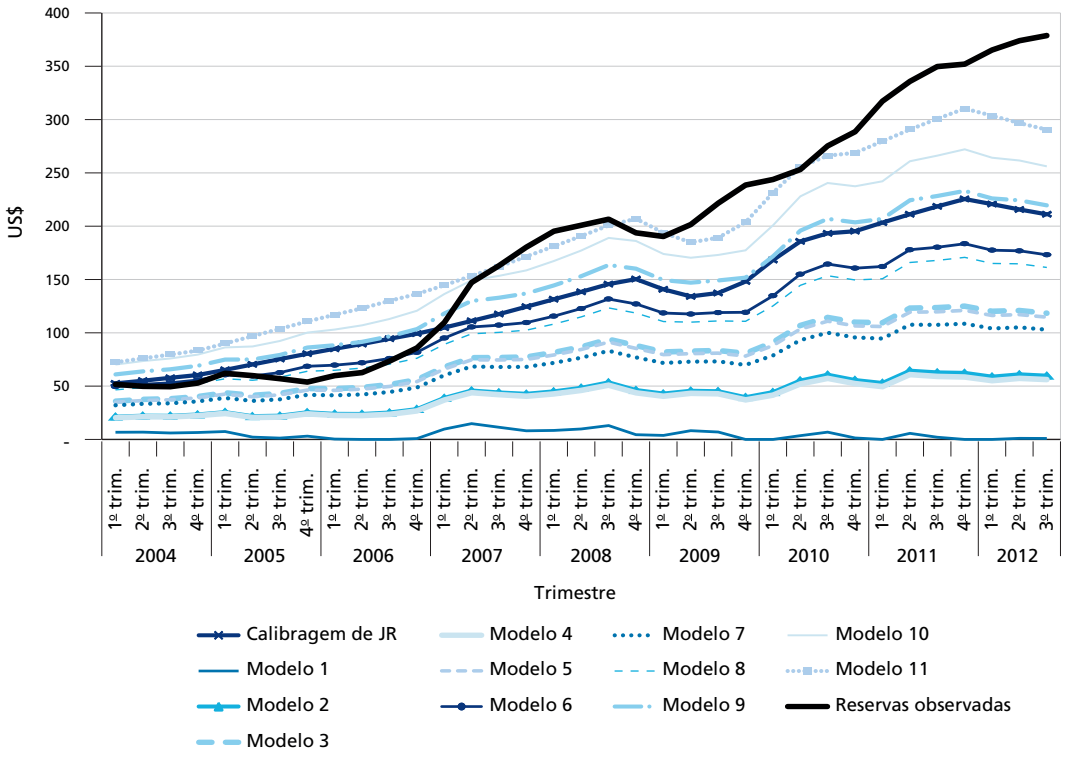
Cenário/parâmetro	σ	γ (%)	π (%)	δ (%)	r (%)	g (%)	λ (%)
Cenário de Jeanne e Rancière	2	6,5	10,0	1,5	5,0	3,3	10,0
Cenário 1	2	7,5	12,5	2,20	variável	4,32	variável
Cenário 2	2	10,0	12,5	2,20	variável	4,32	variável
Cenário 3	2	12,5	12,5	2,20	variável	4,32	variável
Cenário 4	2,75	7,5	12,5	2,20	variável	4,32	variável
Cenário 5	2,75	10,0	12,5	2,20	variável	4,32	variável
Cenário 6	2,75	12,5	12,5	2,20	variável	4,32	variável
Cenário 7	4	7,5	12,5	2,20	variável	4,32	variável
Cenário 8	4	10,0	12,5	2,20	variável	4,32	variável
Cenário 9	4	12,5	12,5	2,20	variável	4,32	variável
Cenário 10	2	12,5	62,1	1,50	variável	4,32	variável
Cenário 11	4	12,5	62,1	1,50	variável	4,32	variável

Elaboração do autor.

Os resultados estão no gráfico 3 e no apêndice A (tabelas A.1, A.2, A.3).

Como se pode observar, as reservas observadas excedem – em muito – os valores ótimos preconizados pelo modelo, mesmo com uma calibragem "conservadora" e incluindo os cenários extremos, usados apenas para fazer uma análise de sensibilidade do modelo aos parâmetros. Nem mesmo níveis dobrados de aversão ao risco, somados aos custos de crise na casa de 12,5% do PIB conseguem justificar o volume de reservas acumuladas pelo BCB. A partir do quarto trimestre de 2006 as reservas ótimas são excedidas pelas observadas em todos os cenários realistas e, a partir do segundo trimestre de 2010, mesmo os cenários deliberadamente exagerados também já deixavam de justificar os níveis das reservas brasileiras.

GRÁFICO 3
Reservas ótimas para o Brasil, por cenário
(Em US$ trilhões)



Elaboração do autor.

Logo, de posse desses resultados e dos da literatura recente sobre o tema, restam poucas dúvidas de que os motivos que levam o BCB a agir desta forma ou não são racionais ou incluem benefícios (ou a percepção de que há benefícios) não captados pelos modelos tradicionais.

Uma hipótese razoável – ainda que não a única – para explicar o comportamento do BCB é relacioná-lo ao que Aizenmann e Lee (2008) chamam de "motivos mercantilistas". Isto é, o governo pode estar preocupado com o saldo em conta-corrente ou procurando promover o crescimento via aumento das exportações líquidas.

Um dos indícios desta possibilidade é a percepção de que há políticas deliberadas do governo neste sentido. Por exemplo, no portal G1, lê-se:

> O ministro da Fazenda, Guido Mantega, disse nesta sexta-feira (21) que o país poderá adotar impostos em capital estrangeiro especulativo, disparando um alerta sobre a chamada "guerra cambial" que, segundo ele, deve-se à impressão de dinheiro feita pelos bancos centrais.
>
> Mantega disse que o Brasil não permitirá que o real se aprecie excessivamente e que está preparado para tomar todas as ações "como aquelas que adotamos no passado" (Brasil..., 2012).

Ainda no mesmo portal, lê-se: "Os *swaps* mostraram que o BC está decidido a manter o dólar acima de R$ 2(...) Se o mercado quiser avançar (puxando a queda do dólar), ele ainda pode fazer mais *swaps* e pode ainda monitorar os fluxos e atuar no mercado à vista também" (Dólar..., 2012).

O jornal *O Globo* (Imposto..., 2012) também destaca medidas protecionistas, como o aumento de impostos de importação de diversos produtos. Valor (2012) cita críticas do governo norte-americano ao protecionismo brasileiro, e Alexandre Schwartsman, na entrevista publicada em Sandrini (2012) opina que o governo brasileiro está mantendo o câmbio artificialmente desvalorizado.

Há, portanto, algumas indicações de que os prováveis motivos para a excessiva acumulação de reservas para o Brasil podem vir a ser o que Aizenmann e Lee (2008) chamam de "motivos mercantilistas". Evidentemente, esta hipótese – ainda que bastante plausível – precisa ser testada de forma mais rigorosa.

4 CONCLUSÃO

Neste trabalho foi estimado o valor ótimo das reservas internacionais para o Brasil, seguindo o novo modelo de Jeanne e Rancière (2011), que é uma evolução do de Jeanne e Rancière (2006). Os achados indicam reservas internacionais excessivas desde, pelo menos, o segundo trimestre de 2010, dependendo do cenário. Como cada cenário dá um nível ótimo de reservas diferente, o cruzamento do valor observado das reservas intercepta o nível ótimo preconizado para cada cenário em um distinto momento do tempo. O último cenário a justificar o nível observado de reservas – evidentemente o que recomenda um volume ótimo mais elevado – que é propositalmente exagerado ao extremo, o faz apenas até o segundo trimestre de 2010, conforme referido, quando, logicamente, os cenários tidos como mais razoáveis já indicavam como excessiva

a política do BCB. Quando se tratam de cenários realistas, as reservas são acumuladas em excesso desde, pelo menos, o segundo trimestre de 2007. Estes resultados corroboram os que têm sido apresentados pela literatura, inclusive aqueles expostos em Vonbun (2009), que estimam o modelo anterior de Jeanne e Rancière (2006).

Os cenários mais realistas, especialmente de 1 a 6, chegam a recomendar menos da metade das reservas observadas nos últimos trimestres da análise.

Evidentemente, essa política tem custos elevados tanto para o consumidor, quanto para o contribuinte, como também para o produtor que se utiliza de insumos importados, incluindo aí bens de capital. Os custos mais óbvios recaem sobre o endividamento público, mas também envolvem uma transferência líquida de recursos ao exterior. Tais custos são justificados para se manter um nível ótimo de reservas, mas a partir do ponto de ótimo, há pouco o que possa justificar um país em desenvolvimento remeter, sem contrapartida equivalente, recursos para países desenvolvidos, por meio do diferencial de juros.

Com base nos resultados deste estudo, se corretos, excluída a possibilidade de comportamento irracional da autoridade monetária, uma das principais hipóteses – que está em consonância com a grande maioria dos estudos da literatura sobre o tema – para se conciliar a manutenção de volumes tão altos de reservas internacionais é considerar que a autoridade monetária tem objetivos outros que não a mitigação de custos de crise ou a prevenção das mesmas.

Ainda que não haja propriamente uma comprovação empírica para tal, o que parece mais provável é que o governo esteja executando o que Aizenmann e Lee (2008) chamam de "políticas mercantilistas", isto é, buscando desvalorizar deliberadamente a moeda para obter superávits comerciais ou em conta-corrente.

É importante notar que há dúvidas acerca da eficácia de se promover tal tipo de política. Ainda que surta o efeito desejado (de gerar superávits) pode ter consequências adversas sobre a eficiência econômica e gerar um custo social elevado. Mas mesmo que a política seja meritória, certamente há limites para ela.

Para se promover uma desvalorização cambial de modo a levar a taxa de câmbio a um valor mais desvalorizado que o resultado de mercado, pode ser necessário que o governo tenha de fazer compras contínuas de cambiais ou que, pelo menos, leve o mercado a crer que ele o fará, por longo período. Compras contínuas implicam um volume de reservas crescente e custos cada vez maiores, de modo que estes, eventualmente, podem ultrapassar quaisquer benefícios de curto prazo.

Todavia, são necessários estudos adicionais para se avaliar se é possível determinar se políticas mercantilistas de desvalorização deliberada do câmbio podem realmente ser ótimas do ponto de vista social. Se sim, mais pesquisas são necessárias no sentido de se calcular as reservas ótimas (ou compras ótimas de reservas) no contexto de políticas mercantilistas, caso o cálculo seja factível.

Até que haja evidências e pesquisas neste sentido, a recomendação é que o governo interrompa a compra de reservas e, se possível, passe a reduzir seu estoque a níveis compatíveis com patamares ótimos gerados por meio do emprego de parâmetros razoáveis, sob pena de se gerar elevados e injustificados custos sociais e fiscais.

Como sugestão para trabalhos futuros, sugere-se fazer testes empíricos robustos para procurar identificar se a política atual de acumulação de reservas por parte do BCB realmente está associada a políticas mercantilistas. Caso contrário, é importante procurar se determinar que outros possíveis fatores podem estar levando a autoridade monetária brasileira a estar acumulando reservas de forma crescente, a taxas superiores à do crescimento da economia. Finalmente, também são necessárias pesquisas adicionais no sentido de se determinar se políticas mercantilistas são capazes de melhorar o bem-estar social.

REFERÊNCIAS

AIZENMAN, J.; LEE, J. Financial *versus* monetary mercantilism-long-run view of large international reserves hoarding. **The world economy**, n.12718, p. 593-611, dec. 2008. Disponível em: <http://goo.gl/99qyAe>.

ALMEIDA, L. O. Limitações ao crescimento das reservas no Brasil. **Destaque DEPEC** – Bradesco, ano X, nº 35, 20 jul. 2012. 6 p.

BAHMANI-OSKOEE, M.; BROWN, F. Demand for international reserves: a review article. **Applied economics**, (*s.l*), v. 34, n. 10, p. 1.209-1.226, jul. 2002.

BARRO, R. **Economic growth in east asia before and after the financial crisis**. National Bureau of Economic Research, Cambridge, jun. 2001, (Working paper, n. 8330).

BECKER, T.; MAURO, P. **Output drops and the shocks that matter**. International Monetary Fund, (Working paper, n. 172).

BEN-BASSAT, A.; GOTTLIEB, D. Optimal international reserves and sovereign risk. **Journal of international economics**, North-Holland, v. 33, p. 345-362, 1992.

BRASIL pode taxar capital estrangeiro em 'guerra cambial', afirma Mantega. **G1**, 21 set. 2012. Disponível em: <http://goo.gl/3pXQHS>.

BRONER, F.; LORENZONI, G.; SCHMUKLER, S. Why do emerging economies borrow short term? CEPR, 2007, (Discussion Paper, n. 6.249).

CALVO, G. Capital flows and capital-market crises: the simple economics of sudden stops. **Journal of applied economics**, v. 1, n. 1, p. 35-54, nov. 1998.

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. **Quarterly journal of economics**, v. 107, p. 379-408, may 2002.

CALVO, G. A.; IZQUIERDO, A.; MEJÍA, L. F. **On the empirics of sudden stops**: the relevance of balance-sheet effects. NBER, May 2004. 50 p. (Working Paper, n. 10.520).

CAVALCANTI, M.; VONBUN, C. Calculating optimal international reserves: a cautionary note on opportunity costs. *In:* ENCONTRO DO LACEA, 22., 2007, Bogotá. **Anais**... Bogotá: LACEA, 2007.

_____. Reservas internacionais ótimas para o brasil: uma análise simples de custo-benefício para o período 1999-2007, **Economia aplicada**, v. 12, n. 3, jul.-set., 2008.

DÓLAR fecha estável nesta sexta, após fala de Mantega sobre câmbio. **G1**, 21 set. 2012. Disponível em: <http://goo.gl/6AVojj>.

FRENKEL, J., JOVANOVICH, B. Optimal international reserves: a stochastic framework. **The economic journal**, n. 91, p. 507-514, jun. 1981.

GREGORIO, J.; LEE, J. Growth and adjustment in east Asia and Latin America. **Central Bank of Chile**, Santiago, n. 245, 2003.

GUIDOTTI, P.; STURZENEGGER, F.; VILLAR, A. On the Consequences of sudden stops. **Economia**, v. 4, n. 2, p. 171-203, 2004.

HELLER, R. Optimal international reserves. **The economic journal**, v. 76, p. 296-311, jun. 1966.

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, p. 725-752. Aug. 2005.

IMPOSTO de importação maior para cem itens entra em vigor. **O Globo**, 1 out. 2012. Disponível em: <http://goo.gl/6TrG4z>.

JEANNE, O.; RANCIÈRE, R. The optimal level of international reserves for emerging market economies: formulas and applications. **IMF Research Department**, Washington, oct. 2006. (Working Paper, n. 229).

_____. The optimal level of international reserves for emerging market countries: a New Formula and Some Applications. **The Economic Journal**, v. 121 n. 555, Sep. p. 905-30, 2011.

KLINGEN, C.; WEDER, B.; ZETTELMEYER, J. How Private creditors fared in emerging markets, 1970-2000. (Working Paper, n. 6/69), International Monetary Fund, 2004.

KRUGMAN, P. A model of balance-of-payments crises, **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 11, n. 3, p. 311-325, Aug. 1979.

VAN DER LAAN, C.; CUNHA, A. M. **A Estratégia de acumulação de reservas no Brasil**: uma avaliação crítica. *In:* ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, set. 2009.

VAN DER LAAN, C.; CUNHA, A. M.; LÉLIAS, M. T. A Estratégia de acumulação de reservas no Brasil no período 1995-2008: uma avaliação crítica. **Economia e Sociedade**, v. 21, n. 44, p. 1-38, abr. 2012.

VONBUN, C. Reservas internacionais para o Brasil: patamares ótimos e custos fiscais. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 39, n. 3, p. 397-430, dez. 2009.

APÊNDICE

APÊNDICE A

TABELA A.1
Reservas internacionais ótimas com aversão ao risco *s* = 2
(Em US$ milhões)

		Modelo com custo de 7,5%	Modelo com custo de 10,0%	Modelo com custo de 12,5%
	Calibragem de Jeanne e Rancière	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
1º trimestre de 2004	52.508.139.379	6.699.818.587	21.302.244.455	35.904.670.322
2º trimestre de 2004	55.098.793.559	6.882.065.396	22.204.947.864	37.527.830.332
3º trimestre de 2004	57.741.736.339	6.069.870.799	22.127.751.240	38.185.631.681
4º trimestre de 2004	60.467.393.490	6.519.877.560	23.335.758.703	40.151.639.845
1º trimestre de 2005	65.246.061.410	7.412.975.933	25.557.796.643	43.702.617.353
2º trimestre de 2005	70.387.470.106	2.157.209.625	21.731.847.507	41.306.485.389
3º trimestre de 2005	75.362.083.633	1.238.253.665	22.196.323.260	43.154.392.856
4º trimestre de 2005	80.385.888.527	3.033.236.196	25.388.417.542	47.743.598.889
1º trimestre de 2006	84.992.386.665	356.477.161	23.992.717.946	47.628.958.732
2º trimestre de 2006	89.431.543.065	-	23.870.065.664	48.740.828.430
3º trimestre de 2006	94.437.220.029	-	25.154.511.579	51.417.344.749
4º trimestre de 2006	99.181.362.897	856.748.870	28.438.920.249	56.021.091.627
1º trimestre de 2007	104.817.509.202	9.670.078.247	38.819.652.499	67.969.226.752
2º trimestre de 2007	111.187.791.096	14.870.585.896	45.791.724.905	76.712.863.913
3º trimestre de 2007	117.542.404.630	11.367.708.184	44.056.054.603	76.744.401.022
4º trimestre de 2007	124.485.492.653	8.075.864.762	42.695.072.364	77.314.279.967
1º trimestre de 2008	131.466.385.151	8.439.578.496	45.000.160.644	81.560.742.792
2º trimestre de 2008	138.431.153.813	9.861.397.395	48.358.870.075	86.856.342.756
3º trimestre de 2008	145.624.297.946	12.963.634.989	53.461.509.039	93.959.383.090
4º trimestre de 2008	150.388.663.932	4.411.970.447	46.234.806.721	88.057.642.995
1º trimestre de 2009	140.736.498.070	3.789.138.196	42.927.723.264	82.066.308.332
2º trimestre de 2009	134.139.389.321	8.258.990.098	45.562.930.241	82.866.870.384
3º trimestre de 2009	137.348.579.381	6.971.392.220	45.167.802.759	83.364.213.298
4º trimestre de 2009	148.087.510.050	-	39.586.474.504	80.769.363.727
1º trimestre de 2010	168.218.347.816	-	44.315.923.807	91.097.165.393
2º trimestre de 2010	185.729.927.535	3.524.027.105	55.175.209.763	106.826.392.422
3º trimestre de 2010	193.299.021.237	6.834.959.264	60.591.094.240	114.347.229.216
4º trimestre de 2010	195.300.745.452	1.324.571.800	55.637.382.937	109.950.194.075

(Continua)

(Continuação)

		Modelo com custo de 7,5%	Modelo com custo de 10,0%	Modelo com custo de 12,5%
	Calibragem de Jeanne e Rancière	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
1º trimestre de 2011	203.289.058.907	-	52.915.006.155	109.449.353.922
2º trimestre de 2011	211.178.534.154	5.696.098.292	64.424.495.950	123.152.893.607
3º trimestre de 2011	218.528.361.897	2.034.760.964	62.807.133.441	123.579.505.919
4º trimestre de 2011	225.466.439.688	-	62.327.939.659	125.029.779.984
1º trimestre de 2012	220.715.373.591	-	58.837.997.491	120.218.574.269
2º trimestre de 2012	215.630.534.966	982.452.428	60.948.944.076	120.915.435.724
3º trimestre de 2012	211.142.278.295	962.003.104	59.680.318.068	118.398.633.032

Elaboração do autor.

TABELA A.2
Reservas internacionais ótimas com aversão ao risco *s* = 2,75
(Em US$ milhões)

	Modelo com custo de 7,5%	Modelo com custo de 10,0%	Modelo com custo de 12,5%
	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
1º trimestre de 2004	20.388.746.881	34.940.040.122	49.491.333.362
2º trimestre de 2004	21.247.053.013	36.516.280.066	51.785.507.118
3º trimestre de 2004	21.128.484.190	37.130.135.508	53.131.786.826
4º trimestre de 2004	22.285.965.415	39.042.963.179	55.799.960.943
1º trimestre de 2005	24.421.104.503	42.502.388.349	60.583.672.196
2º trimestre de 2005	20.539.325.284	40.045.419.579	59.551.513.874
3º trimestre de 2005	20.917.228.686	41.801.910.397	62.686.592.108
4º trimestre de 2005	24.013.224.365	46.290.125.626	68.567.026.888
1º trimestre de 2006	22.552.504.795	46.105.979.670	69.659.454.545
2º trimestre de 2006	22.360.805.726	47.144.479.714	71.928.153.702
3º trimestre de 2006	23.559.995.293	49.730.865.138	75.901.734.982
4º trimestre de 2006	26.752.904.318	54.238.492.507	81.724.080.696
1º trimestre de 2007	36.988.331.749	66.035.834.312	95.083.336.874
2º trimestre de 2007	43.823.126.380	74.635.990.293	105.448.854.206
3º trimestre de 2007	42.000.689.933	74.574.573.110	107.148.456.287
4º trimestre de 2007	40.544.108.637	75.042.091.792	109.540.074.947
1º trimestre de 2008	42.737.770.466	79.170.330.146	115.602.889.826
2º trimestre de 2008	45.979.397.409	84.342.065.303	122.704.733.198
3º trimestre de 2008	50.946.799.366	91.302.863.920	131.658.928.473
4º trimestre de 2008	43.691.038.610	85.367.425.829	127.043.813.049
1º trimestre de 2009	40.550.693.110	79.552.228.439	118.553.763.769
2º trimestre de 2009	43.276.373.055	80.449.687.749	117.623.002.443

(Continua)

(Continuação)

	Modelo com custo de 7,5%	Modelo com custo de 10,0%	Modelo com custo de 12,5%
	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
3º trimestre de 2009	42.833.395.051	80.896.055.019	118.958.714.987
4º trimestre de 2009	37.110.800.801	78.149.481.841	119.188.162.882
1º trimestre de 2010	41.506.569.045	88.123.998.961	134.741.428.877
2º trimestre de 2010	52.044.832.014	103.515.150.161	154.985.468.307
3º trimestre de 2010	57.318.899.041	110.886.798.693	164.454.698.345
4º trimestre de 2010	52.356.494.267	106.479.120.793	160.601.747.319
1º trimestre de 2011	49.522.676.778	105.859.060.884	162.195.444.991
2º trimestre de 2011	60.858.458.971	119.381.210.166	177.903.961.362
3º trimestre de 2011	59.134.408.804	119.693.977.530	180.253.546.255
4º trimestre de 2011	58.548.882.592	121.031.162.837	183.513.443.082
1º trimestre de 2012	55.149.015.070	116.314.658.374	177.480.301.679
2º trimestre de 2012	57.328.965.654	117.085.475.464	176.841.985.275
3º trimestre de 2012	56.135.687.937	114.648.391.745	173.161.095.552

Elaboração do autor.

TABELA A.3
Reservas internacionais ótimas com aversão ao risco *s* = 4
(Em US$ milhões)

		Modelo com custo de 7,5%	Modelo com custo de 10,0%	Modelo com custo de 12,5%
	Reservas observadas	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
1º trimestre de 2004	51.612.000.000	6.699.818.587	21.302.244.455	35.904.670.322
2º trimestre de 2004	49.805.000.000	6.882.065.396	22.204.947.864	37.527.830.332
3º trimestre de 2004	49.496.000.000	6.069.870.799	22.127.751.240	38.185.631.681
4º trimestre de 2004	52.935.000.000	6.519.877.560	23.335.758.703	40.151.639.845
1º trimestre de 2005	61.960.000.000	7.412.975.933	25.557.796.643	43.702.617.353
2º trimestre de 2005	59.885.000.000	2.157.209.625	21.731.847.507	41.306.485.389
3º trimestre de 2005	57.008.000.000	1.238.253.665	22.196.323.260	43.154.392.856
4º trimestre de 2005	53.799.000.000	3.033.236.196	25.388.417.542	47.743.598.889
1º trimestre de 2006	59.824.000.000	356.477.161	23.992.717.946	47.628.958.732
2º trimestre de 2006	62.670.000.000	-	23.870.065.664	48.740.828.430
3º trimestre de 2006	73.393.000.000	-	25.154.511.579	51.417.344.749
4º trimestre de 2006	85.839.000.000	856.748.870	28.438.920.249	56.021.091.627
1º trimestre de 2007	109.531.000.000	9.670.078.247	38.819.652.499	67.969.226.752
2º trimestre de 2007	147.101.000.000	14.870.585.896	45.791.724.905	76.712.863.913
3º trimestre de 2007	162.962.000.000	11.367.708.184	44.056.054.603	76.744.401.022
4º trimestre de 2007	180.334.000.000	8.075.864.762	42.695.072.364	77.314.279.967

(Continua)

(Continuação)

		Modelo com custo de 7,5%	Modelo com custo de 10,0%	Modelo com custo de 12,5%
	Reservas observadas	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
1º trimestre de 2008	195.232.000.000	8.439.578.496	45.000.160.644	81.560.742.792
2º trimestre de 2008	200.827.000.000	9.861.397.395	48.358.870.075	86.856.342.756
3º trimestre de 2008	206.494.000.000	12.963.634.989	53.461.509.039	93.959.383.090
4º trimestre de 2008	193.783.000.000	4.411.970.447	46.234.806.721	88.057.642.995
1º trimestre de 2009	190.388.000.000	3.789.138.196	42.927.723.264	82.066.308.332
2º trimestre de 2009	201.467.000.000	8.258.990.098	45.562.930.241	82.866.870.384
3º trimestre de 2009	221.629.000.000	6.971.392.220	45.167.802.759	83.364.213.298
4º trimestre de 2009	238.520.000.000	-	39.586.474.504	80.769.363.727
1º trimestre de 2010	243.762.000.000	-	44.315.923.807	91.097.165.393
2º trimestre de 2010	253.114.000.000	3.524.027.105	55.175.209.763	106.826.392.422
3º trimestre de 2010	275.206.000.000	6.834.959.264	60.591.094.240	114.347.229.216
4º trimestre de 2010	288.575.000.000	1.324.571.800	55.637.382.937	109.950.194.075
1º trimestre de 2011	317.146.000.000	-	52.915.006.155	109.449.353.922
2º trimestre de 2011	335.775.000.000	5.696.098.292	64.424.495.950	123.152.893.607
3º trimestre de 2011	349.708.000.000	2.034.760.964	62.807.133.441	123.579.505.919
4º trimestre de 2011	352.012.000.000	-	62.327.939.659	125.029.779.984
1º trimestre de 2012	365.216.000.000	-	58.837.997.491	120.218.574.269
2º trimestre de 2012	373.910.000.000	982.452.428	60.948.944.076	120.915.435.724
3º trimestre de 2012	378.726.000.000	962.003.104	59.680.318.068	118.398.633.032

Elaboração do autor.

TABELA A.4
Reservas internacionais ótimas com parâmetros pessimistas
(Em US$ milhões)

	Modelo com custo de 7,5%	Modelo com custo de 10,0%	
	Modelo 10	Modelo 11	Reservas observadas
1º trimestre de 2004	70.184.112.134	72.427.535.955	51.612.000.000
2º trimestre de 2004	73.497.887.810	75.996.755.348	49.805.000.000
3º trimestre de 2004	75.874.420.310	79.610.460.879	49.496.000.000
4º trimestre de 2004	79.613.749.407	83.375.596.342	52.935.000.000
1º trimestre de 2005	86.279.564.980	89.977.637.212	61.960.000.000
2º trimestre de 2005	87.230.158.201	96.901.569.449	59.885.000.000
3º trimestre de 2005	92.301.129.712	103.726.586.808	57.008.000.000
4º trimestre de 2005	100.166.690.076	110.688.803.986	53.799.000.000
1º trimestre de 2006	103.045.407.298	116.955.744.572	59.824.000.000
2º trimestre de 2006	107.045.313.041	123.028.869.900	62.670.000.000

(Continua)

(Continuação)

	Modelo com custo de 7,5%	Modelo com custo de 10,0%	
	Modelo 10	Modelo 11	Reservas observadas
3º trimestre de 2006	112.982.508.778	129.914.253.816	73.393.000.000
4º trimestre de 2006	120.682.618.585	136.494.287.281	85.839.000.000
1º trimestre de 2007	136.320.628.914	144.499.412.368	109.531.000.000
2º trimestre de 2007	149.226.585.585	153.421.299.352	147.101.000.000
3º trimestre de t2007	153.397.682.818	162.056.154.499	162.962.000.000
4º trimestre de 2007	158.496.931.450	171.509.612.285	180.334.000.000
1º trimestre de 2008	167.317.362.534	181.117.929.207	195.232.000.000
2º trimestre de 2008	177.178.388.947	190.733.979.805	200.827.000.000
3º trimestre de 2008	188.986.794.441	200.716.416.359	206.494.000.000
4º trimestre de 2008	186.184.577.635	207.030.870.367	193.783.000.000
1º trimestre de 2009	173.898.579.609	193.733.179.068	190.388.000.000
2º trimestre de 2009	170.415.734.302	184.774.549.676	201.467.000.000
3º trimestre de 2009	173.001.212.075	189.155.377.267	221.629.000.000
4º trimestre de 2009	177.373.537.748	203.709.893.206	238.520.000.000
1º trimestre de 2010	200.830.410.715	231.385.775.217	243.762.000.000
2º trimestre de 2010	228.010.490.859	255.631.475.395	253.114.000.000
3º trimestre de 2010	240.484.562.885	266.131.558.787	275.206.000.000
4º trimestre de 2010	237.368.267.733	268.743.354.575	288.575.000.000
1º trimestre de 2011	242.056.824.856	279.610.035.865	317.146.000.000
2º trimestre de 2011	260.951.483.719	290.701.078.480	335.775.000.000
3º trimestre de 2011	266.156.401.661	300.719.260.100	349.708.000.000
4º trimestre de 2011	272.119.859.789	310.204.600.970	352.012.000.000
1º trimestre de 2012	264.200.740.301	303.612.998.056	365.216.000.000
2º trimestre de 2012	261.595.537.416	296.705.780.235	373.910.000.000
3º trimestre de 2012	256.150.539.027	290.529.977.270	378.726.000.000

Elaboração do autor.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Everson da Silva Moura
Reginaldo da Silva Domingos

Revisão
Clícia Silveira Rodrigues
Idalina Barbara de Castro
Laeticia Jensen Eble
Leonardo Moreira de Souza
Marcelo Araujo de Sales Aguiar
Marco Aurélio Dias Pires
Olavo Mesquita de Carvalho
Regina Marta de Aguiar
Luana Signorelli Faria da Costa (estagiária)
Tauãnara Monteiro Ribeiro da Silva (estagiária)

Editoração
Aline Rodrigues Lima
Bernar José Vieira
Daniella Silva Nogueira
Danilo Leite de Macedo Tavares
Diego André Souza Santos
Jeovah Herculano Szervinsk Junior
Leonardo Hideki Higa
Cristiano Ferreira de Araújo (estagiário)

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m^2
Cartão supremo 250g/m^2 (capa)
Brasília-DF

Missão do Ipea
Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

ISSN 1415-4765