

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Danielle Barcos Nunes

Três estudos econométricos sobre o papel das reservas  
internacionais brasileiras

Porto Alegre

2009

DANIELLE BARCOS NUNES

Três estudos econométricos sobre o papel das reservas  
internacionais brasileiras

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, Área de Concentração: Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

Porto Alegre

2009

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)  
Responsável: Biblioteca Gládis W. do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas  
da UFRGS

N972e

Nunes, Danielle Barcos

Três estudos econométricos sobre o papel das reservas internacionais  
brasileiras / Danielle Barcos Nunes. – Porto Alegre, 2009.  
152 f. : il.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Ênfase em Economia Aplicada.

Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Rio  
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-  
Graduação em Economia, Porto Alegre, 2009.

1. Reservas monetárias : Modelo econométrico : Brasil. 2. Reservas  
monetárias : Brasil. 3. Finanças internacionais : Modelo econométrico.  
I. Portugal, Marcelo Savino. II. Universidade Federal do Rio Grande do  
Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em  
Economia. III. Título.

CDU 339.72  
330.115

**DANIELLE BARCOS NUNES**

Três estudos econométricos sobre o papel das reservas  
internacionais brasileiras

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, Área de Concentração: Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 27 de julho de 2009.

---

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal - orientador  
UFRGS

---

Prof. Dr. Eraldo Sérgio Barbosa da Silva  
UFSC

---

Dr. Ricardo da Costa Martinelli  
BCB

---

Prof. Dr. Roberto Camps Moraes  
UNISINOS

Para meus pais, Ruth e Francisco,  
e para meu marido, Marcelo.

## **Agradecimentos**

Aos meus pais, pelos valores que me transmitiram com seu exemplo, pelo grande esforço em me proporcionar uma boa educação e pelo incentivo e apoio incondicionais em todas as etapas da minha vida. Ao meu marido Marcelo, cujo amor e compreensão foram fundamentais para me permitir a conclusão deste projeto.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal, pelos ensinamentos, críticas construtivas e sugestões valiosas para o direcionamento e aperfeiçoamento deste trabalho.

Aos professores do PPGE que nos brindaram com seu conhecimento e experiência, como Roberto Camps, Flávio Ziegelmann, Eduardo Pontual e Eugênio Lagemann, e aos que se tornaram também amigos, contribuindo para tornar essa jornada menos árdua; em especial, Sabino Porto Jr. e Stefano Florissi.

Aos colegas do PPGE que se mostraram grandes companheiros tanto nas horas de estudo como de lazer, compartilhando desafios, trocando ideias e comemorando conquistas; principalmente Tanara Sousa, Márcia Godoy e Mariana Hauer.

Aos amigos e colegas do Banco Central do Brasil, Ariosto Revoredo de Carvalho e Alexandre Guimarães Mendes, que me apoiaram de forma inestimável, ao fornecerem dados de difícil acesso sem os quais esse estudo não seria possível. Ao colega Dr. Ricardo da Costa Martinelli, pela participação na banca avaliadora da tese, contribuindo com importantes sugestões e dados que permitiram a atualização e enriquecimento deste trabalho.

Por fim, mas não menos importante, ao povo e ao governo brasileiros, que investiram em mim de diversas formas:

- a) através da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, que me proporcionou uma formação superior gratuita e de excelente qualidade nos cursos de graduação em Engenharia Química, mestrado em Engenharia de Produção e doutorado em Economia;
- b) através do CNPq, que tornou possível minha dedicação à pesquisa acadêmica, ao me conceder bolsas de iniciação científica e de mestrado;
- c) através do Banco Central do Brasil, que, dentro de seu Programa de Pós-Graduação, me agraciou com uma licença remunerada para realização do curso de doutorado em Economia na UFRGS que ora concluo.

Considero uma honra ter podido usufruir todas essas oportunidades e me empenharei em retribuí-las da melhor forma possível, trabalhando em prol de meu país no Banco Central do Brasil e, eventualmente, em outras atividades futuras.

*In the long run, we are all dead.  
Economists set themselves too easy, too useless a task if in  
tempestuous seasons they can only tell us that when the  
storm is long past the ocean is flat again.*

John M. Keynes

## RESUMO

Nesta tese são desenvolvidos três estudos sobre as reservas internacionais brasileiras, utilizando diferentes técnicas econométricas, com o objetivo de determinar a influência de medidas absolutas e relativas de reservas sobre o *rating* soberano de crédito e o *spread* soberano, bem como o nível adequado para garantir a liquidez externa. As análises foram feitas com dados mensais do período jan/2000-jun/2008. No primeiro estudo, mostrou-se que diferentes medidas de reservas internacionais apresentam efeito significativo na explicação do *rating* soberano de crédito, através de modelos *ordered logit* para a média dos *ratings* emitidos pelas três principais agências (Moody's, Standard & Poors e Fitch). Entretanto, o indicador de maior poder explicativo não foi o nível absoluto de reservas, mas a razão entre dívida pública externa líquida e PIB. Outras variáveis de destacada importância na maioria dos modelos foram o percentual da dívida interna de curto prazo, investimento estrangeiro direto/PIB e inflação. Variáveis tradicionalmente utilizadas como indicadores de liquidez, como razão reservas/importações e conta corrente/PIB, não foram significativas na maioria dos modelos. Os resultados confirmam os indícios contidos no discurso das agências de *rating*, quanto à importância das reservas internacionais em sua avaliação, embora alertando que outras variáveis, como perfil de endividamento do governo e perspectivas de crescimento, são também fundamentais. O segundo estudo de caso encontrou relação significativa entre as reservas internacionais e o *spread* soberano, através de modelos de correção de erros. O efeito estimado do *rating* soberano foi não-significativo ou pouco explicativo, comparado aos fundamentos, provavelmente devido à volatilidade do *spread* soberano em resposta a variações nas condições do mercado, ao contrário do *rating*. O melhor modelo obtido utilizou o nível absoluto de reservas, evidenciando também efeitos significativos da aversão global ao risco, taxas de juros internacionais e crises políticas internas. Os resultados desse estudo indicam custo marginal decrescente das reservas internacionais e a necessidade de considerá-lo endógeno em modelos de minimização de custos para determinação do nível ótimo de reservas. O terceiro estudo implementou a metodologia de *Liquidity-at-Risk* sugerida por Greenspan (1999) para avaliar a adequação do nível de reservas internacionais para a manutenção da liquidez externa. Para a medida de liquidez reservas/dívida externa de curto prazo (razão de Guidotti), estimou-se que o nível de reservas internacionais mantidas pelo Brasil em jun/2008 (US\$200 bilhões) era aproximadamente o dobro do necessário para garantir uma razão de Guidotti superior a 1, com 99% de probabilidade, durante 24, 36 ou 48 meses. Em diversos cenários alternativos de percentual das dívidas externa e interna de curto prazo, meta de *superávit* primário, índice de aversão ao risco e taxas de juros externas, as reservas iniciais necessárias situaram-se em US\$85-105 bilhões. A análise de custos revela que o aumento das reservas diminui os juros médios da dívida, embora efeito maior pudesse ser alcançado através do aumento do *superávit* primário. As evidências sugerem que a motivação das autoridades brasileiras para a manutenção de reservas em torno de US\$200 bilhões não é puramente precaucionária, admitindo as hipóteses de ganho de credibilidade e flexibilidade para a execução da política fiscal.

**Palavras chave:** *Rating* Soberano. Reservas Internacionais. Dívida Externa. *Ordered Logit*. *Spread* Soberano. Risco-País. Aversão ao Risco. Modelo de Correção de Erros. *Liquidity-at-Risk*. Simulação.

**JEL:** C14, C15, C22, C25, C52, C63, E44, E58, F34, F37, G15, G24, H63.

## **ABSTRACT**

*This thesis developed three case studies on the Brazilian international reserves, using various econometric techniques in order to determine the influence of absolute and relative measures of reserves over both the sovereign credit rating and the sovereign spread, as well as to assess the adequate reserves level to ensure external liquidity. Analyses were carried out on monthly data from Jan/2000 to Jun/2008. The first case study found significant effects of different reserves measures in explaining the sovereign credit rating, by fitting ordered logit models to the average of the ratings issued by the three main agencies (Moody's, Standard & Poors and Fitch) for the Brazilian long term external debt. However, the best explaining variable was not the absolute level of reserves, but the ratio "net public external debt/GDP" instead. It was noteworthy the significance of the following variables in most of the models tested: short term internal debt (%), foreign direct investment/GDP and inflation. Variables traditionally used as external liquidity measures, like reserves/imports and current account/GDP, are not statistically significant in most of the models fitted in this study. Results support the evidence found in the rating agencies' reports, as to the importance of international reserves in their credit quality assessment, although pointing to other variables, like government debt profile and growth perspectives, as equally critical. The second case study found significant relationship between the Brazilian international reserves and its sovereign spread, using error correction models. The estimated effect of sovereign rating was either non-significant, or poorly explanatory when compared to macroeconomic fundamentals, probably due to the volatility of sovereign spread in response to changes in market conditions, unlike the sovereign rating. The best model obtained included the absolute level of reserves, showing also significant effect of the global risk aversion, external interest rates and internal political crises. The results of this study point to a decreasing marginal cost of international reserves and the need of considering it as endogenous in optimal reserves models based in cost minimization. Finally, the third case study implemented the Liquidity-at-Risk methodology suggested by Greenspan (1999), in order to assess the Brazilian reserves level adequacy in maintaining external liquidity. For the liquidity measure adopted – the ratio "reserves/short term external debt" (Guidotti's ratio) – it was found that the Brazilian reserves level held in Jun/2008 (US\$200 billion) was roughly twice the necessary one to ensure a Guidotti's ratio above 1, with 99% probability, within 24, 36 or 48 months. In several alternative scenarios varying the short term external debt, short term internal debt, primary surplus, global risk aversion and external interest rates, the required initial reserves was in the range US\$85-105 billion. An analysis of alternative policies' costs revealed the expected effect of higher reserves in decreasing the average debt service, although a dramatically higher impact would be obtained by an increase in primary surplus. Evidence suggest that the Brazilian authorities motivation for holding international reserves as high as US\$200 billion may not be purely precautionary, pointing to the hypotheses of credibility gains and fiscal flexibility issues.*

**Keywords:** Sovereign Rating. International Reserves. External Debt. Ordered Logit. Sovereign Spread. Country-Risk. Risk Aversion. Error Correction Model. Liquidity-at-Risk. Simulation.

**JEL:** C14, C15, C22, C25, C52, C63, E44, E58, F34, F37, G15, G24, H63.

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b>	10
<b>2 A INFLUÊNCIA DAS RESERVAS INTERNACIONAIS NA CREDIBILIDADE</b>	14
<b>2.1 Introdução</b>	14
2.1.1 Evidências empíricas da literatura	16
2.1.2 Possíveis fatores determinantes investigados	17
<b>2.2 Metodologia</b>	19
2.2.1 Transformação dos <i>ratings</i> em números	19
2.2.2 Modelo <i>Ordered Probit/Logit</i>	21
2.2.3 Análise de correlação e seleção das variáveis explicativas	23
2.2.4 Estimação e seleção dos modelos	24
<b>2.3 Resultados</b>	24
2.3.1 Análise das variáveis explicativas	24
2.3.2 Estimação e seleção dos modelos	25
2.3.3 Efeitos marginais	28
2.3.4 Intervalos entre os <i>ratings</i>	31
2.3.5 Discussão dos resultados	32
<b>2.4 Conclusão</b>	33
<b>3 RESERVAS INTERNACIONAIS E O SPREAD SOBERANO</b>	35
<b>3.1 Introdução</b>	35
3.1.1 Evidências empíricas da literatura	36
<b>3.2 Metodologia</b>	39
3.2.1 Modelo teórico	40
3.2.2 Análise e seleção das variáveis explicativas	41
3.2.3 Estimação e seleção dos modelos	42
<b>3.3 Resultados</b>	43
3.3.1 Análise das variáveis explicativas	43
3.3.2 A relação de equilíbrio de longo prazo	44
3.3.3 O mecanismo de correção de erros	46
3.3.4 Discussão dos resultados	48
<b>3.4 Conclusão</b>	51
<b>4 LIQUIDITY-AT-RISK E O NÍVEL SEGURO DE RESERVAS INTERNACIONAIS</b>	53
<b>4.1 Introdução</b>	53

<b>4.2 Modelos e conceitos relevantes sobre reservas</b>	56
<b>4.2.1 Evolução do conceito de adequação de reservas</b>	56
<b>4.2.2 O nível ótimo de reservas</b>	57
<b>4.2.3 Outras abordagens de otimização</b>	58
<b>4.2.4 A regra de Guidotti-Greenspan e a <i>Liquidity-at-Risk</i></b>	59
<b>4.2.5 A endogeneidade do custo das reservas</b>	60
<b>4.2.6 Previsão da liquidez futura</b>	63
<b>4.3 Metodologia</b>	64
<b>4.3.1 Adaptação do modelo de crise autorrealizável de Romer</b>	64
<b>4.3.2 Evolução das reservas internacionais</b>	65
4.3.2.1 Ajuste ao valor de mercado – <i>mark-to-market</i>	66
4.3.2.2 Balanço de pagamentos	68
4.3.2.3 Intervenções no mercado de câmbio	69
<b>4.3.3 Evolução da dívida pública</b>	71
<b>4.3.4 Modelo macroeconômico</b>	74
<b>4.3.5 Estimativa dos coeficientes</b>	75
<b>4.3.6 Estudo de simulação</b>	75
4.3.6.1 Análise de sensibilidade	76
4.3.6.2 Metodologia de simulações de Monte Carlo	76
<b>4.4 Resultados</b>	79
<b>4.4.1 Análise das variáveis explicativas</b>	79
4.4.1.1 Estacionariedade e necessidade de <i>dummies</i>	79
4.4.1.2 Causalidades e estimação por VAR	80
<b>4.4.2 Estimação e seleção dos modelos</b>	81
<b>4.4.3 Simulações</b>	83
4.4.3.1 Variação do nível inicial de reservas	84
4.4.3.2 Variação no <i>superávit</i> primário	85
4.4.3.3 Variação da dívida interna de curto prazo	87
4.4.3.4 Dívida externa de curto prazo fixa	88
4.4.3.5 Condições de crise internacional	90
4.4.3.6 Custos de estratégias alternativas	93
<b>4.4.4 Discussão dos resultados</b>	98
<b>4.5 Conclusão</b>	99
<b>5 CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	102
<b>REFERÊNCIAS</b>	106
<b>APÊNDICES</b>	111

# 1 INTRODUÇÃO

O nível adequado de reservas internacionais a ser mantido por um país tem sido alvo de preocupação dos acadêmicos e autoridades monetárias desde a década de 60, quando foram desenvolvidos os primeiros modelos. Estes se baseavam em conceitos de demanda precaucionária por moeda, adaptados para a necessidade de cobrir eventuais descasamentos nos fluxos de entrada e saída de divisas. As inúmeras crises que atingiram os mercados financeiros na década de 90 deram novo impulso à literatura sobre reservas; agora, porém, com um diferente enfoque: a visão precaucionária original, do suprimento de segurança contra flutuações normais no balanço de pagamentos, foi substituída pela proteção contra interrupções bruscas nos fluxos de capitais em decorrência de crises.

Após a constatação da vulnerabilidade externa dos países em desenvolvimento, ao serem inseridos no mercado de capitais globalizado, diversas mudanças têm sido promovidas em suas economias, com a finalidade tanto de proteção como de conquista de credibilidade. Entre as medidas adotadas estão a adoção de câmbio flutuante e do regime de metas de inflação, incentivo às exportações e, principalmente, acúmulo de reservas internacionais. Aproximando-se o final da primeira década dos anos 2000, a questão inicial se inverteu: em vez da determinação do nível mínimo requerido de reservas, a preocupação passou a ser com o enorme volume acumulado, cuja necessidade e motivação tem intrigado os teóricos.

Os modelos desenvolvidos até então para a demanda por reservas propõem a existência de um nível ótimo, determinado pela minimização do custo total de manutenção (custo de oportunidade, menos rendimentos, menos custos das crises evitadas), e que esse nível ótimo já teria sido largamente ultrapassado pela maioria dos países emergentes. Então, por que esses países continuam acumulando reservas? Será o acúmulo observado de reservas apenas precaução contra crises, ou resultado de outras políticas?

Outra controvérsia gerada pelos modelos de nível ótimo de reservas diz respeito ao custo de oportunidade, que possui diversas interpretações. A mais plausível refere-se ao custo de financiamento das divisas, abordado de forma simplificada na maioria dos estudos empíricos, que utiliza alternativamente o EMBI+Br (como se as reservas fossem inteiramente financiadas pela dívida externa), ou a taxa de juros doméstica (financiamento pela emissão de títulos públicos no mercado interno). Esse custo de financiamento é geralmente considerado exógeno e, em muitos casos, fixo. Na realidade, ele é variável, dependendo da origem do incremento nas reservas a cada período e, provavelmente, do próprio nível de reservas. Assim, torna-se necessário verificar se, no Brasil, o nível de reservas ou algum indicativo de liquidez externa pode ser relacionado ao EMBI+Br e/ou à taxa de juros, requerendo endogeneização do custo de oportunidade.

À parte da motivação precaucionária, que fundamenta os modelos de nível ótimo, alguns estudiosos têm levantado hipóteses alternativas para a demanda por reservas, sendo as mais proeminentes o fator credibilidade e a suposta motivação mercantilista (DOOLEY, FOLKERTS-LANDAU e GARBER, 2003, 2004; AIZENMAN e LEE, 2005, 2006). Na visão mercantilista, o acúmulo de reservas seria apenas efeito colateral da compra de moeda estrangeira no mercado interno, com o objetivo principal de limitar a apreciação da moeda doméstica e manter a competitividade

da indústria exportadora. Já na hipótese de busca de maior credibilidade no mercado internacional, as reservas não teriam apenas a utilidade prática imediata de pagamentos e intervenções, mas serviriam como sinalizador de liquidez; o menor risco percebido pelos credores levaria a melhores termos-de-troca nas diversas transações e operações de captação de recursos realizadas pelo país, traduzindo-se em acesso maior e mais barato a empréstimos externos, tanto ao setor público como ao privado.

A validade da hipótese de credibilidade passa pela mensuração do efeito das reservas internacionais sobre a classificação de risco de crédito de um país (*rating* soberano). Os critérios das agências, de forma geral, são conhecidos através de seus *sites* (STANDARD & POORS, 2007) e relatórios publicados sobre os países e instituições avaliados. Sabe-se que o processo de avaliação do *rating* soberano engloba diversos fatores políticos e econômicos, que podem ser resumidos em capacidade e disposição de pagamento das dívidas; esses dois aspectos podem ser representados por diversas variáveis qualitativas e quantitativas, incluindo medidas de desempenho econômico e financeiro. A grande questão reside nos fundamentos específicos considerados pelas agências e respectivos parâmetros, que se diferenciam em função do país analisado.

O trabalho de Cantor e Packer (1996) pode ser apontado como o início da procura pelos fundamentos macroeconômicos que explicam os *ratings* soberanos e o respectivo impacto no *spread* soberano. No Brasil, o estudo de Canuto e Santos (2003) replicou Cantor e Packer (1996) para um número maior de países e diferente período da amostra. Bone (2005) realizou uma análise para o caso brasileiro, mas seu foco não foi o papel das diversas medidas de reservas internacionais, o que enseja um aprofundamento dessa questão.

Quanto à relação custo-benefício de se manter reservas, diversos estudos têm verificado que a maior liquidez fornecida pelas reservas reduz a probabilidade de crises financeiras, e pode também reduzir o custo de empréstimos externos em tempos normais (MORENO e TURNER, 2004). No entanto, deve-se ter em mente que liquidez é um conceito relativo, que leva em conta o nível de ativos líquidos *em relação* ao passivo líquido. Assim, segundo Rodrik (2006), a estratégia ótima de aumento de liquidez deveria combinar acúmulo de reservas com redução da exposição à dívida de curto prazo. As evidências, todavia, contrariam o comportamento teoricamente racional. Metade dos países de economias emergentes tinham em 2004 uma razão dívida de curto prazo/PIB mais alta do que em 1990; no entanto, todos eles aumentaram a razão reservas/PIB. Aparentemente, decidiram investir na estratégia de maior custo, a de acúmulo de reservas, em detrimento de políticas de gerenciamento da conta capital, para reduzir seu passivo externo de curto prazo.

Por que os países em desenvolvimento não tentaram mais arduamente reduzir seus passivos externos de curto prazo, de forma a adquirir o mesmo nível de liquidez e então pagar um menor custo em termos de acumulação de reservas? Estarão esses países contabilizando custos ou benefícios não capturados até então pelos modelos propostos ou, ao contrário, estão por algum motivo abrindo mão de alternativas menos onerosas para atingir os mesmos objetivos? Os custos alternativos de manter a dívida de curto prazo e aumentar a liquidez através de um maior nível de reservas, ou diminuir a dívida de curto prazo e o nível de reservas constituem um campo de investigação relevante para o caso brasileiro.

O objetivo geral deste trabalho é aprofundar a compreensão dos fatores que definem a demanda por reservas internacionais no Brasil, estimar o nível mínimo adequado e analisar sua relação custo-benefício em função do cenário interno e externo atual e perspectivas.

Especificamente, pretendeu-se:

- a) estimar a influência de diversas medidas das reservas internacionais brasileiras no *rating* atribuído ao país pelas agências de classificação de risco.
- b) modelar o EMBI+Br como variável endógena, estimando a influência do *rating* do país e das reservas internacionais, além dos fundamentos macroeconômicos, indicadores de liquidez, aversão ao risco e liquidez internacional.
- c) avaliar a adequação do nível atual de reservas internacionais no Brasil, do ponto de vista de manutenção da liquidez (reservas/dívida externa de curto prazo);
- d) comparar custos e viabilidade de estratégias alternativas ao acúmulo de reservas para o atingimento dos objetivos precaucionário e de credibilidade internacional.
- e) investigar possíveis outras motivações para a política de acúmulo de reservas internacionais verificada nos últimos anos no Brasil.

A fim de atingir os objetivos enumerados, a tese foi dividida em três estudos de caso, todos usando dados da economia doméstica e internacional referentes ao período jan/2000-jun/2008. As análises baseiam-se em:

- a) Estudo I - modelos *ordered logit*, mais adequados a variáveis qualitativas, como o *rating*;
- b) Estudo II - modelo de correção de erros para o *spread* soberano, considerando a influência do *rating*, dos fundamentos macroeconômicos e das condições da economia internacional (aversão ao risco e liquidez global);
- c) Estudo III - modelos autorregressivos com ou sem variáveis exógenas, implementados em um algoritmo de simulação para o estudo de *Liquidity-at-Risk* e do custo de estratégias alternativas.

Dessa forma, obtiveram-se respostas para as principais questões levantadas:

O primeiro estudo de caso identificou papel significativo de todas as medidas testadas de reservas internacionais na explicação do *rating* soberano de crédito; sim, as reservas influenciam na credibilidade do país. Entretanto, verificou-se melhor poder explicativo da dívida pública externa líquida em proporção do PIB, que engloba informações sobre dívida externa, reservas e capacidade de pagamento. O resultado está em linha com as afirmações das agências de *rating*, confirmando também a importância do perfil de endividamento interno e capacidade de atração de capitais externos (investimento estrangeiro direto), em contraste com a irrelevância de variáveis relacionadas à conta transações correntes.

No segundo estudo de caso, confirmou-se a relação negativa entre o nível absoluto de reservas e o *spread* soberano (maiores reservas associadas a menor custo de endividamento externo), além da influência de diversas outras variáveis internas e externas. Isso recomenda a consideração da endogeneidade do custo de oportunidade em modelos de nível ótimo de reservas. Em particular, encontrou-se efeito significativo da aversão ao risco internacional, que explica grande parte do movimento do EMBI+Br. Por outro lado, os modelos que utilizaram o *rating* soberano de crédito em vez dos fundamentos domésticos mostraram baixo poder explicativo, provavelmente pelo fato de o *spread* soberano responder agilmente às diferentes condições do mercado, ao contrário do *rating*, que pretende captar tendências menos voláteis.

O terceiro estudo de caso, através de uma análise de *Liquidity-at-Risk*, indica que sim, as reservas internacionais brasileiras já atingiram o nível mínimo adequado para manter a liquidez

externa (reservas/dívida externa de curto prazo) nos próximos 5 anos, dada a continuidade das tendências detectadas na amostra. A avaliação de custos mostra que existe um benefício marginal das reservas na redução dos juros da dívida, mas que resultados muito mais expressivos podem ser obtidos pela redução do montante da dívida, através, por exemplo, do aumento da meta de *superávit* primário. Ou seja, existem alternativas factíveis e de menor custo, mas essas implicam restrições de gastos do governo e endividamento de curto prazo.

A metodologia utilizada no último estudo consistiu de uma implementação inédita da sugestão de Greenspan (1999) e Williams (2006), com base no já popular *Value-at-Risk*, tradicionalmente utilizado para estimativa de perdas em carteiras de investimentos. Tal abordagem, adotada oficialmente como uma das regras do Acordo de Basileia para medida do Risco de Mercado de instituições financeiras, tem tido sua eficiência questionada após a recente crise dos *subprimes* americanos (2007-2008). Acredita-se, no entanto, que uma possível subestimação do risco não resulta de falha da ferramenta em si, mas de sua má utilização, com excessiva simplificação na modelagem dos parâmetros envolvidos e negligência nos testes de *stress*. O presente trabalho demonstra a importância da utilização de modelos adequados para a estimação do comportamento futuro, ao constatar que, mesmo considerando a heterocedasticidade das séries e das distribuições de erros, o comportamento simulado das variáveis na eclosão da crise (segundo semestre de 2008), em muitos casos não correspondeu ao real. O estudo também aponta como crucial a realização de testes de *stress* baseados em cenários adequados de crise (utilizaram-se valores verificados na última crise e, para algumas variáveis, os piores valores históricos).

Finalmente, quanto à motivação para a política de acúmulo de reservas no Brasil, os resultados obtidos nos três estudos de casos: validam a hipótese de aquisição de credibilidade, uma vez que as reservas possuem efeito significativo sobre o *rating* soberano; extrapolam a necessidade precaucionária, já que o nível atual é duas vezes maior do que o mínimo necessário estimado; levantam a possibilidade de uma motivação não antecipada: a de conferir maior flexibilidade ao governo na definição de seus gastos e perfil de endividamento sem comprometer a liquidez.

A última hipótese pressupõe que o governo tenha optado conscientemente por não adotar a estratégia de menor custo. É possível, no entanto, que estratégias alternativas e seus custos não tenham sido avaliadas, ou que tenham sido quantificadas de forma diversa, levando a diferentes resultados dos obtidos neste estudo. É uma questão que permanece.

Além desta introdução, o trabalho divide-se nos seguintes capítulos: 2) investiga o papel das reservas internacionais na determinação do *rating* soberano; 3) estima a relação entre o nível de reservas e o *spread* soberano (EMBI+Br); 4) apresenta a análise de "*Liquidity-at-Risk*" sugerida por Greenspan (1999), para o índice de liquidez Razão de Guidotti, e avalia o custo de estratégias alternativas para a manutenção da liquidez externa; 5) resume as principais conclusões dos estudos de caso e sugere aperfeiçoamentos para futuros trabalhos sobre o assunto.

## **2 INFLUÊNCIA DAS RESERVAS INTERNACIONAIS BRASILEIRAS SOBRE O RATING SOBERANO DE CRÉDITO**

### **Resumo**

Nos últimos anos, tem-se questionado a racionalidade do grande acúmulo de reservas internacionais por países emergentes, devido ao seu alto custo. No Brasil, as reservas passaram de cerca de US\$60 bilhões, em 2005, para US\$200 bilhões, em 2008, ao passo que o rating soberano aumentou, e o spread soberano diminuiu. Este trabalho investiga o papel de medidas absolutas e relativas das reservas internacionais brasileiras como determinantes do rating soberano no período 2000-2008, considerando também a influência de diversos fundamentos macroeconômicos mencionados pelas agências de classificação de risco e investigados na literatura da área. A partir de diferentes combinações de variáveis explicativas não colineares (correlação abaixo de 70% em módulo), foram estimados diferentes modelos ordered logit - mais adequados para variável dependente discreta -, escolhendo-se os mais significativos com base nos critérios AIC e SBC. Obteve-se como variáveis mais relevantes a dívida pública externa líquida (dívida menos reservas e outros direitos)/PIB, investimento estrangeiro direto/PIB, dívida interna de curto prazo/dívida interna total (pública) e inflação. Em todos os modelos, encontrou-se um papel significativo e de grande magnitude das reservas internacionais na explicação do rating soberano; porém, indicadores que relacionam reservas e dívida externa apresentaram maior poder explicativo, sugerindo uma maior importância do volume relativo de reservas em vez do absoluto.

**Palavras-chave:** *Rating* Soberano. Reservas Internacionais. Dívida Externa. *Ordered Logit*.

**JEL:** C25, E58, F34, G24, H63

### **2.1 Introdução**

Após o período de grande instabilidade financeira internacional da década de 90 e início dos anos 2000, os países de economias mais vulneráveis demonstraram ter realizado considerável esforço no sentido de diminuir sua suscetibilidade a crises e reconquistar a confiança dos investidores externos. Estes, por sua vez, temerosos de arcarem com possíveis perdas em mercados arriscados, passaram a valorizar cada vez mais a opinião das agências de *rating* de crédito, encarregadas de avaliar a probabilidade de um país ou empresa honrar suas dívidas. Assim, a melhora de indicadores de solvência e liquidez tornou-se um objetivo perseguido pelos países em desenvolvimento, que buscam obter melhores *ratings* de crédito, como forma de atrair investimentos externos em maior quantidade e com menor custo.

Uma das mudanças de comportamento evidentes foi o grande aumento no volume de reservas internacionais acumuladas pelos países emergentes. O senso comum, antes das crises da década de 90, indicava a manutenção de reservas equivalentes ao custo das importações realizadas em 3 meses; já em 2004, os países em desenvolvimento, como um todo, acumulavam reservas no valor de 8 meses de importações (JEANNE e RANCIÈRE, 2006). Dada a migração da maioria desses países para o regime de câmbio flutuante, que teoricamente diminui a demanda por

reservas internacionais (EDWARDS, 1983), e o alto custo de manutenção estimado para as mesmas (RODRIG, 2006, por exemplo), começou-se a questionar a racionalidade de tal acúmulo.

Segundo uma enquete do BIS com bancos centrais de países emergentes (WILLIAMS, 2006), todos eles, quer adotassem regime de câmbio fixo ou flutuante, acreditavam que níveis de reservas mais altos suscitavam maior credibilidade no mercado internacional, ao indicar a sustentabilidade de suas posições externas, melhorando conseqüentemente seus *ratings* de crédito. A maioria dos bancos centrais também notou que as agências de *rating* geralmente viam a tendência estável de acúmulo de reservas como um reflexo da força subjacente da economia. Embora a opinião dos bancos centrais possa parecer tendenciosa, já que são eles quem decide sobre a política de acúmulo de reservas, ela tem sido em geral corroborada pelos fatos.

Em maio de 2007, houve aumento do *rating* da dívida soberana brasileira pela agência Fitch, e logo após, pela Standard & Poor's. Em agosto, foi a vez da Moody's. O IDR (*Issuer Default Rating*) dos títulos brasileiros de longo prazo em moeda estrangeira, pela primeira vez, passou a ser BB+ (Ba1, no caso da Moody's), apenas um grau abaixo do nível chamado *investment grade* (*ratings* BBB- ou acima). O aumento de *rating* foi relacionado ao salto no nível de reservas internacionais apresentado desde o início de 2007<sup>1</sup>, ratificando a hipótese de que a grande quantidade de reservas acumuladas pelo Brasil (US\$ 36 bilhões só nos primeiros 5 meses de 2007) tinha contribuído para a percepção de maior solidez em suas contas externas; no entanto, houve o alerta de que esse não era o único fator a ser levado em conta, sendo cruciais também melhoras no perfil da dívida externa e na taxa de crescimento. O país continuou acumulando reservas e diminuindo o percentual da dívida (externa e interna) de curto prazo, obtendo a classificação de *investment grade* em abril de 2008, pela S&P, e, no mês seguinte, pela Fitch.

Diversos estudos já investigaram a relação entre fundamentos macroeconômicos, indicadores de endividamento e de liquidez externa e o *rating* soberano. A maior parte das análises, no entanto, foi feita com dados em painel, para os países emergentes como um todo. A literatura aponta ainda poucos estudos sobre a influência das reservas internacionais na credibilidade da dívida soberana brasileira.

Provavelmente, estudos envolvendo grupos de países fornecem indícios mais genéricos sobre a influência dos diversos fatores, mas não específicos sobre os fatores mais relevantes para um país em particular. Por outro lado, de acordo com a Standard & Poor's (2004), os pesos dos fatores determinantes do *rating* não são fixos para todos os países, nem ao longo do tempo; assim, considerou-se apropriado analisar neste trabalho apenas o Brasil, pois se acredita que isso fornecerá uma indicação mais precisa dos critérios de avaliação aplicados ao país pelas agências de *rating* no período analisado.

Dessa forma, o presente estudo de caso tem como objetivo identificar os fundamentos que explicam os *ratings* soberanos brasileiros (e se há papel significativo das reservas internacionais), de jan/2000 a jun/2008, usando modelos *ordered logit*. O país possui *ratings* para os títulos

---

<sup>1</sup> O economista-chefe do FMI, Simon Johnson, por ocasião do *upgrade* pela Fitch, em maio de 2007, declarou que o acúmulo de reservas ajudava e que o Brasil estava agindo "de maneira sensata"; mas que isso não era o suficiente, sendo necessários também progressos na área fiscal. Shelly Shetty, diretora da Fitch para a área de *sovereign ratings*, declarou em seu relatório sobre esse mesmo *upgrade* que a melhora no *rating* se deveu ao "fortalecimento das contas externas", favorecido pelo grande crescimento das reservas internacionais desde o início do ano de 2007. Afirmou ainda que melhoras subseqüentes no *rating* da dívida brasileira dependeriam da diminuição da dívida pública, ou indícios de, apontando como fatores de vulnerabilidade as elevadas taxas de juros reais e o baixo crescimento médio do PIB nos últimos 5 anos.

emitidos em moeda local e estrangeira de curto e longo prazo; optou-se pelo *rating* dos títulos em moeda estrangeira de longo prazo, devido à importância da dívida pública federal para o mercado financeiro local e internacional, bem como sua repercussão em nível global caso o mercado perceba risco de *default*.

Para tanto, o presente trabalho divide-se em quatro seções, além desta: 1) revisão de literatura, 2) descrição da metodologia, 3) resultados e discussão, 4) conclusão.

### **2.1.1 Evidências empíricas da literatura**

Diversos estudos foram feitos na última década sobre a relação entre os *ratings* soberanos, fundamentos macroeconômicos e *spread* soberano, buscando entender a lógica das classificações de risco desenvolvidas pelas agências de *rating*. Os modelos testados são empíricos, uma vez que os critérios exatos de atribuição de *rating* são desconhecidos. Os pesquisadores baseiam-se apenas em eventuais declarações das agências e nas relações observadas ou supostas entre os *ratings* e variáveis econômicas e políticas.

Cantor e Packer (1996) são considerados os precursores da pesquisa sobre o tema. Eles realizaram uma análise *cross section* de uma amostra de 49 países, com o objetivo de verificar o efeito dos fundamentos macroeconômicos sobre a média dos *ratings* soberanos, e destes, sobre a média dos *spreads* soberanos. Os fatores analisados foram selecionados a partir de critérios divulgados pelas agências Moody's e Standard & Poor's, obtendo-se como significativos para a explicação do *rating*: renda *per capita*, crescimento do PIB, inflação, dívida externa, desenvolvimento econômico e histórico de *default*.

Depois de Cantor e Packer (1996), muitos pesquisadores estudaram a relação entre fundamentos macroeconômicos e *ratings* soberanos, e destes com o risco-país<sup>2</sup>, através de análises em *cross section* ou em painel para vários países. Diversos trabalhos incluíram outras variáveis explicativas, além das mencionadas pelas agências de *rating*. Foram encontradas como mais significativas: taxa de crescimento do PIB, inflação, balanço do governo central/PIB, renegociação da dívida com o FMI, dívida total/exportações e dívida externa/PIB. Haque, Mark e Mathieson (1998) encontraram que a inclusão de eventos políticos nos modelos é desnecessária, uma vez que os mesmos se refletem no comportamento dos fundamentos macroeconômicos. Monfort e Mulder (2000) concluíram que as mudanças de *ratings* são ocasionadas apenas por novas informações sobre os fundamentos, ou seja, a partir de um fato novo ou perspectiva de mudança de tendência.

O método de estimação predominante em todos os estudos foi o de MQO, com exceção de Nickell, Perraudin e Varotto (1998), que utilizaram modelos *ordered probit* para um estudo sobre os EUA, Japão e Europa, assim como Bone (2005), em sua análise específica para o Brasil, e Afonso, Gomes e Rother (2007), em um estudo com dados em painel para todos os países com *ratings* dados pelas três principais agências no período 1995-2005.

---

<sup>2</sup> Ver Bone (2005) e Afonso, Gomes e Rother (2007) para uma descrição mais detalhada da literatura até então.

O estudo de Carneiro (2005) foi o mais abrangente tanto em número de países como de fatores analisados, além de realizar regressões simples, em *cross section*, em painel e *probit* binomial; foram utilizados dados de 1997 a 2004 (8 anos) para 91 países. Apesar do tamanho da amostra, foram obtidas estimativas não-significativas para os parâmetros de diversos fatores apontados como relevantes pelas agências de risco, como, por exemplo, o crescimento do PIB. O resultado é contrário ao de estudos anteriores (CANTOR e PACKER, 1996; e CANUTO e SANTOS, 2003), que encontraram estimativas significativas para essa variável, embora com sinais opostos nos dois trabalhos. Isso pode ser evidência de fragilidade das estimativas envolvendo diversos países, especialmente quando se consideram fatores cuja relevância está relacionada ao grau de desenvolvimento do país. Segundo Standard & Poor's (2004), o esperado é que os países mais desenvolvidos e os menos desenvolvidos apresentem as menores taxas de crescimento do PIB, enquanto que os países em estágio de desenvolvimento intermediário devem apresentar maior crescimento; portanto, é natural que essa variável tenha pesos diferenciados para cada país, resultando em estimativas inconsistentes de um peso único para um grande grupo.

Micu, Remolona e Wooldridge (2006) estudaram o impacto sobre o mercado dos anúncios feitos pelas agências de classificação de risco sobre mudança de *rating*, mudança de *outlook* ou simplesmente início do processo de revisão do *rating* (*review*), encontrando efeitos significativos para todos eles. Verificaram também se o efeito de um anúncio de uma agência poderia ser ofuscado por um anúncio (similar ou não) feito por outra agência em período próximo, e concluíram que todos os anúncios são relevantes, causando reflexos nos preços de mercado dos ativos envolvidos. Os autores traduziram esse fato na afirmação "dois *ratings* são mais informativos do que um".

### **2.1.2 Possíveis fatores determinantes investigados**

Os critérios envolvidos na determinação do risco de crédito de um país incluem variáveis macroeconômicas, cenário político e social e influência de fatores externos (internacionais e regionais). A partir dos relatórios elaborados pelas agências de *rating* sobre as condições de cada país, observa-se a frequente menção de alguns fatores, que são tidos como determinantes do grau de risco atribuído. No entanto, não se sabe qual o peso atribuído pelas agências a cada fator.

As variáveis mais frequentemente estudadas podem ser justificadas pelos diferentes aspectos que representam na probabilidade de um país honrar suas dívidas: poder de pagamento das dívidas interna e externa (taxa de crescimento do PIB e dívida líquida do setor público/PIB); possíveis problemas estruturais na economia e nas finanças públicas e apoio da população ao governo (taxa de inflação e de juros); risco de *default* da dívida externa e vulnerabilidade às oscilações da demanda internacional (razão dívida externa/exportações); capacidade do governo de reduzir a dívida pública (necessidade de financiamento do setor público e resultado primário). As Tabelas 2.1 e 2.2 a seguir apresentam os principais fatores enumerados pelas agências de *rating* como determinantes na sua avaliação de risco de crédito e/ou incluídos por outros pesquisadores em seus estudos.

**Tabela 2.1: Principais fatores citados pelas agências de rating ou na literatura**

<b>Fator</b>	<b>Moody's</b>	<b>S&amp;P</b>	<b>Fitch</b>	<b>Literatura</b>
Abertura Econômica (Imp+Exp)/PIB		*		+
Balanço de Pagamentos/PIB		*	*	++
Conta Corrente/PIB	*	*		++++
Dívida Externa/Conta Corrente	*	*	*	+++
Dívida Externa/Exportações				+
Dívida Externa/PIB				++
Dívida de Curto Prazo/Dívida Total		*		
Dívida Pública/PIB	*	*		++
Inflação		*	*	++++
Investimento/PIB	*	*		++
Investimento Estrangeiro Direto/PIB		*	*	+
<i>PIB per Capita</i>		*		++
Reservas/Dívida Externa		*	*	
Reservas/Dívida de Curto Prazo (públ.+priv.)		*	*	++
Reservas/Importações				++
Resultado Primário/PIB	*	*		+++
Serviço da Dívida/Exportações				++
Taxa de Crescimento das Exportações				+++
<i>Taxa de Crescimento do PIB</i>		*	*	++++

Nota: um "+" para cada trabalho que utilizou a variável, dentre os revisados pela autora.

**Tabela 2.2: Fatores analisados em estudos sobre o rating soberano do Brasil**

<b>Fator</b>	<b>Carneiro (2004)</b>	<b>Bone (2004, 2005)</b>
<i>Abertura Econômica</i>	*	
<i>Conta Corrente/PIB</i>	*	*
Dívida Externa/Exportações		*
Dívida Líq Setor Público Total/PIB	*	*
<i>Dívida Externa/Trans. Correntes</i>	*	
Investimento Bruto/PIB	*	
<i>Investimento Estrang Direto/PIB</i>	*	
Juros da Dívida Pública Total/Receita	*	
Necess. Financ. Setor Público/PIB		*
<i>PIB per Capita</i>	*	
Resultado Primário Gov Geral/PIB		*
<i>Taxa de Crescimento do PIB Real</i>	*	*
Taxa de Inflação (IPC)	*	*

## 2.2 Metodologia

A metodologia empregada neste estudo baseia-se principalmente em Bone (2005), que utilizou o modelo *ordered logit* para a estimação do efeito dos fundamentos sobre o *rating* soberano do Brasil. A contribuição trazida por este trabalho consiste em:

- a) aplicar a metodologia de modelos logísticos ordenados a um grande grupo de modelos alternativos, permitindo a análise do poder explicativo de diferentes variáveis, assim como a comparação entre medidas absolutas e relativas do nível de reservas internacionais;
- b) utilizar como variável dependente a média entre os ratings de crédito emitidos pelas três principais agências;
- c) atualizar a análise para um período mais recente.

O objetivo é estudar os fatores determinantes na atribuição da classificação de risco do Brasil pelas principais agências de *rating*: Moody's, Standard & Poors e Fitch. O trabalho investiga, através de um modelo empírico, quais dessas variáveis possuem poder explicativo relevante para o *rating* soberano do Brasil, e em especial, se o nível absoluto ou relativo de reservas internacionais apresenta papel significativo. Foram utilizados dados mensais de janeiro de 2000 a junho de 2008, compreendendo portanto apenas o período posterior à adoção do regime de câmbio flutuante (jan/1999) e do sistema de metas de inflação (jun/1999).

### 2.2.1 Transformação dos *ratings* em números

Os *ratings* são uma variável qualitativa, com classificação ordinal, como pode ser visto na Tabela 2.3, tornando necessária sua conversão em uma escala numérica para a estimativa dos efeitos das possíveis variáveis explicativas. Diversos estudos realizaram regressões envolvendo transformações de *ratings* em variáveis numéricas (CANTOR e PACKER, 1996; KAMIN e KLEIST, 1999; SY, 2003; CANUTO e SANTOS, 2003; CARNEIRO, 2005; BONE, 2005, etc.). Cada autor utilizou escalas de conversão diferentes, em ordem crescente ou decrescente, igual ou desigualmente espaçadas.

Adotou-se aqui uma adaptação da escala utilizada por Mulder e Perrelli (2001), Reinhart (2001), Carneiro (2005) e Bone (2005), com o ordenamento decrescente da escala de *ratings* das agências, atribuindo-se o maior número ao *rating* AAA, e o menor, ao *rating* D.

Foram incorporadas também as seguintes variações:

- a) a consideração adotada por Mulder e Perrelli (2001) e Bone (2005), entre outros, de um *outlook* (perspectiva) positivo, negativo ou estável ser visto como um sub-*rating*, adicionando valores intermediários à escala dos *ratings* propriamente ditos. Essa consideração apresenta as vantagens de aumentar o número de categorias do modelo e de permitir a análise do efeito dos fatores escolhidos sobre essas nuances da avaliação de risco de crédito (os *outlooks*).

- b) a sugestão de Carneiro (2005), que considera ainda uma variação numérica maior quando o *rating* do país muda de faixa: entre grau especulativo e de investimento, e entre os níveis B e C (este considerado de *default*, ou iminência de).

**Tabela 2.3: Escalas de rating utilizadas pelas agências de classificação de risco**

	Fitch	Standard & Poor's	Moody's
Grau de Investimento	AAA	AAA	Aaa
	AA+	AA+	Aa1
	AA	AA	Aa2
	AA-	AA-	Aa3
	A+	A+	A1
	A	A	A2
	A-	A-	A3
	BBB+	BBB+	Baa1
	BBB	BBB	Baa2
BBB-	BBB-	Baa3	
Grau Especulativo	BB+	BB+	Ba1
	BB	BB	Ba2
	BB-	BB-	Ba3
	B+	B+	B1
	B	B	B2
	B-	B-	B3
	CCC+	CCC+	Caa1
	CCC	CCC	Caa2
	CCC-	CCC-	Caa3
	CC	CC	Ca
	C	C	
	DDD	SD	
DD			
D			

Nota: Em evidência, os *ratings* já atribuídos aos títulos brasileiros de longo prazo em moeda estrangeira.

**Tabela 2.4: Ratings e outlooks já atribuídos ao Brasil e conversão para escala numérica**

Fitch	S&P	Moody's	Outlook	Valor
BBB-	BBB-	-	Positivo	19
			Estável	18
			Negativo	17
BB+	BB+	Ba1	Positivo	15
			Estável	14
			Negativo	13
BB	BB	Ba2	Positivo	12
			Estável	11
			Negativo	10
BB-	BB-	Ba3	Positivo	9
			Estável	8
			Negativo	7
B+	B+	B1	Positivo	6
			Estável	5
			Negativo	4
B	B	B2	Positivo	3
			Estável	2
			Negativo	1

Tendo em vista que o *rating* soberano será usado posteriormente (no Capítulo 3) como variável explicativa do risco-país, resolvemos adotar a visão do mercado evidenciada em Micu, Remolona e Wooldridge (2006) (“dois *ratings* são mais informativos que um”) e considerar um maior número de *ratings* como representante da classificação de risco de crédito do país. Com base nessa ideia, o valor numérico do *rating* soberano do Brasil será tomado, a cada período, como a média dos valores associados aos *ratings* atribuídos ao país pelas 3 agências, segundo a Tabela 2.4.

A transformação dos *ratings* em variáveis numéricas possibilita, em tese, a estimativa dos efeitos dos fatores através de regressão linear de Mínimos Quadrados Ordinários, e vários pesquisadores adotaram esse método em análises similares<sup>3</sup>. No entanto, o fato de o *rating* transformado ser uma variável discreta e ordinal contraria os pressupostos da metodologia de MQO, com possível distorção dos resultados. O método adotado neste trabalho, descrito a seguir, é o mais recomendado para a estimação de um modelo com variável dependente discreta e ordinal.

### 2.2.2 Modelo *Ordered Probit/Logit*

Um modelo *ordered* é uma extensão dos modelos *probit/logit* binários, nos quais a variável dependente é categórica e assume apenas os valores 0 ou 1. Os modelos *ordered* surgiram para contemplar o caso em que a variável dependente discreta possui mais de duas categorias (por isso são também chamados multinomiais, enquanto que os modelos binários são referidos como binomiais).

No modelo *probit/logit* multinomial, a variável dependente assume valores numéricos associados a cada categoria, a fim de estabelecer um ordenamento dos dados. Entretanto, esse ordenamento não ocorre necessariamente de forma linear, mas apenas com o intuito de ranquear os possíveis resultados. A diferença entre a regressão linear e o ranqueamento é, apesar de aparentemente sutil, de grande importância para a escolha do método de estimação.

A não adequação do uso de MQO nesse caso reside no fato de que essa metodologia pressupõe cardinalidade da variável dependente, o que implica intervalos regulares entre os valores assumidos por ela. Ou seja, para variáveis cardinais, um valor igual a 8 é 2 vezes maior do que o valor 4. No presente estudo, isso implicaria o *rating* BB- com *outlook* estável equivaler ao dobro de um B+ com *outlook* negativo, o que não necessariamente corresponde à realidade.

O modelo *probit* ou *logit* ordenado é construído a partir da regressão de uma variável latente  $y^*$  sobre o conjunto de variáveis explicativas  $X$  :

$$y_i^* = X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

onde  $\varepsilon$  é um termo de erro aleatório.

Os *ratings* observados  $y_i$  serão relacionados à variável latente  $y_i^*$  de acordo com a seguinte regra:

---

<sup>3</sup> Ver tabela de revisão da literatura na área em Bone (2005).

$$\begin{aligned}
y_i = 0 & \quad \text{se} \quad y_i^* \leq \kappa_1 & (2.2) \\
y_i = 1 & \quad \text{se} \quad \kappa_1 < y_i^* \leq \kappa_2 \\
y_i = 2 & \quad \text{se} \quad \kappa_2 < y_i^* \leq \kappa_3 \\
\dots & \quad \dots \quad \dots \\
y_i = M & \quad \text{se} \quad \kappa_M < y_i^*
\end{aligned}$$

onde os  $\kappa_i$  ("pontos de corte") são parâmetros desconhecidos a serem estimados, assim como os coeficientes  $\beta$ .

Cabe ressaltar que os valores escolhidos para representar os *ratings* em  $y$  podem ser arbitrários; o modelo requer apenas que valores grandes de *rating* correspondam a valores grandes da variável latente, de forma que  $y_i^* < y_j^*$  implique  $y_i < y_j$ . Vista dessa forma,  $y_i^*$  pode ser interpretada como uma escala numérica não observável, que é posteriormente convertida pelas agências de *rating* nas letras associadas às categorias  $y_i$ .

As probabilidades estimadas de observar cada valor da variável categórica  $y$  são dadas por:

$$P(y_i = 0 | X_i, \beta, \kappa) = \Phi(\kappa_1 - X_i' \beta) \quad (2.3)$$

$$P(y_i = 1 | X_i, \beta, \kappa) = \Phi(\kappa_2 - X_i' \beta) - \Phi(\kappa_1 - X_i' \beta) \quad (2.4)$$

$$P(y_i = 2 | X_i, \beta, \kappa) = \Phi(\kappa_3 - X_i' \beta) - \Phi(\kappa_2 - X_i' \beta) \quad (2.5)$$

...

$$P(y_i = M | X_i, \beta, \kappa) = 1 - \Phi(\kappa_M - X_i' \beta) \quad (2.6)$$

onde  $\Phi$  é a função distribuição acumulada dos erros  $\varepsilon$ .

Para estimarmos o modelo é necessário especificar uma forma funcional para  $\Phi$ . Podemos assumir as mais diversas distribuições, mas na prática as mais utilizadas são a normal e a logística. Nesse quesito é que o modelo se define como *probit* (distribuição condicional de  $\varepsilon_i$  é normal) ou *logit* (distribuição logística). Para a distribuição logística, a probabilidade é dada por:

$$\Phi(z) = \exp z / (1 + \exp z) \quad (2.7)$$

onde, neste caso,  $z = \kappa_i - X_i' \beta$ .

A escolha entre a distribuição normal e a logística e, conseqüentemente, entre os estimadores *ordered logit* ou *ordered probit*, não tem muito suporte teórico. Segundo Greene (2000), na prática, existe pouca diferença entre as duas especificações, já que a distribuição Logística possui caudas mais grossas do que a Normal, mas tende a esta conforme aumenta o tamanho da amostra. O critério de decisão acaba sendo o poder de previsão apresentado por cada um dos modelos. Em segundo lugar, segundo o mesmo autor, pode-se argumentar em favor dos modelos *logit*, uma vez que seus testes de especificação possuem aplicação prática mais rápida e fácil.

O método de estimação normalmente utilizado baseia-se na maximização da função de verossimilhança. Neste trabalho, a estimação dos parâmetros do modelo é realizada através do *software* Stata, versão 8.2.

A interpretação dos parâmetros requer alguns cuidados, pois os coeficientes  $\beta$  estimados não representam os efeitos marginais das variáveis explicativas sobre a variável dependente observada  $y$ , e sim sobre a variável latente. O efeito marginal de cada regressor  $x_i$  sobre  $y$  é a mudança na probabilidade de se observar  $y = i$  quando se varia o valor de  $x_i$ , mantendo-se fixas as demais variáveis; ou seja, são as derivadas parciais das probabilidades estimadas de cada categoria  $y_i$ , com relação a  $x_i$ . De acordo com Greene (2000), essas derivadas são dadas por:

$$\partial P(y = 0) / \partial x_j = -f(\kappa_1 - X' \beta) \beta_j \quad (2.8)$$

$$\partial P(y = i) / \partial x_j = [f(\kappa_i - X' \beta) - f(\kappa_{i+1} - X' \beta)] \beta_j, \quad i=1, 2, \dots, M-1 \quad (2.9)$$

$$\partial P(y = M) / \partial x_j = f(\kappa_M - X' \beta) \beta_j \quad (2.10)$$

Para a probabilidade de  $y$  cair nos extremos da escala, ou seja,  $y = 0$  ou  $y = M$ , o efeito de uma mudança em  $x_j$  pode ser facilmente predito pelo sinal de seu coeficiente  $\beta_j$ , uma vez que  $f$  é uma função densidade de probabilidade e, portanto, não negativa. Então, para  $P(y = 0)$ , o sinal negativo à frente de  $\partial P(y = 0) / \partial x_j$  faz com que o efeito de  $x_j$  se dê na direção oposta à indicada por  $\beta_j$ . Já para  $P(y = M)$ , o efeito será na direção de  $\beta_j$ , em virtude do sinal positivo. Por fim, o efeito nas probabilidades de cair no *ranking* intermediário não pode ser determinado a priori, pois o sinal do termo entre colchetes depende dos valores relativos entre  $f(\kappa_i - X' \beta)$  e  $f(\kappa_{i+1} - X' \beta)$ .

### 2.2.3 Análise de correlação e seleção das variáveis explicativas

Ao contrário de estudos anteriores, foram testados diversos modelos alternativos, com o objetivo de verificar quais variáveis possuem melhor poder de explicação sobre o *rating* soberano brasileiro no período em análise. As variáveis candidatas a participar dos modelos como regressores estão relacionadas e descritas no Apêndice A. A partir de uma análise de correlação desses fatores entre si e com a variável dependente, foram selecionados os mais apropriados para serem incluídos nas estimações de modelos alternativos para o *rating* soberano do Brasil.

Segundo Bone (2005) e Carneiro (2005), um coeficiente de correlação acima de 70% é considerado alto, causando potencialmente problemas de multicolinearidade entre as variáveis explicativas. Assim, grupos de indicadores que apresentam tais correlações foram representados por apenas um de seus participantes em cada modelo candidato.

## 2.2.4 Estimação e seleção dos modelos

Todas as estimações foram feitas através do *software* Stata, versão 8.2. O comando utilizado foi para regressão logística multinomial ordenada (*oprobit* ou *ologit*), cuja estimação é feita pelo método da máxima verossimilhança.

Os modelos candidatos planejados para cada grupo de variáveis explicativas (Apêndice B) foram estimados preliminarmente para a variável dependente SPMF (média mensal dos *ratings* soberanos de longo prazo em moeda estrangeira atribuídos ao Brasil pelas três agências). Cada modelo foi estimado de forma iterativa, eliminando-se uma a uma as variáveis menos significativas. Foram estimados tanto modelos *ordered probit* como *ordered logit* para cada especificação possível, a fim de verificar qual método fornece melhores ajustes para a amostra em estudo.

Os modelos resultantes incluíram somente as variáveis explicativas cujos coeficientes estimados foram significativos ao nível de 10%. O julgamento dos modelos mais adequados, dentre os obtidos, foi feito com base nos critérios AIC e BIC, função de log-verossimilhança, pseudo-R<sup>2</sup>, percentual de previsões corretas (% de Acertos) e erro quadrado médio (EQM).

## 2.3 Resultados

### 2.3.1 Análise das variáveis explicativas

A análise de correlações entre as variáveis deste estudo (dependente e independentes) mostrou que, dentre as variáveis explicativas envolvendo as reservas internacionais, as mais correlacionadas com a variável dependente SPMF são: DPELiq/PIB (-0,97), DTotLiq/PIB (-0,95), DPELiq/Exp (-0,94), Res/DECP (0,91), Res/DTot (0,88) e Reservas (0,85). Para cada uma dessas variáveis foi planejado um conjunto de modelos (Apêndice B) contendo todas as combinações entre as demais variáveis incluídas na análise que apresentem correlações abaixo de 0,70 (em módulo) entre si. Cada modelo foi estimado individualmente, a fim de identificarmos as variáveis que mais frequentemente se mostram significativas na explicação do *rating* atribuído ao Brasil no período em estudo.

Ao analisarmos os *ratings* atribuídos individualmente pelas três agências, notamos que as correlações destes com cada variável explicativa são similares em alguns casos; em outros, o *rating* atribuído pela Fitch apresenta correlação díspar, comparado aos outros dois. Considerando ainda que as agências Standard&Poors e Moody's detêm, juntas, 80% do mercado de classificação de risco, resolveu-se ajustar modelos tanto para a variável dependente SPMF, anteriormente definida, como também para a média apenas dos *ratings* de S&P e Moody's (variável denominada SPM). Espera-se obter modelos com melhores ajustes para essa variável, em função de uma possível maior homogeneidade de critérios ou *timing* das duas agências.

### 2.3.2 Estimação e seleção dos modelos

As tabelas 2.5 e 2.6, a seguir, apresentam o melhor modelo obtido em cada grupo de modelos testados (cada grupo com um diferente indicador envolvendo reservas e dívida).

Para cada modelo com variável dependente SPMF, foram estimadas uma versão *probit* e uma *logit*. Ambas forneceram resultados semelhantes com relação a variáveis significativas, ordem de grandeza e sinal dos coeficientes; porém, os modelos *logit* ofereceram melhores estatísticas de ajuste em todos os casos. Assim, os modelos *probit* foram desconsiderados.

Verifica-se, no bloco superior da Tabela 2.5, que todos os indicadores relativos a reservas e dívida tiveram coeficiente significativo a 1%. Além disso a variável DICP/DTot foi significativa ao nível de 1% em todos os modelos, ao passo que a variável DPELiq/CC não foi significativa em qualquer dos modelos estimados.

**Tabela 2.5: Melhor modelo de cada grupo para a variável dependente SPMF**

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
DPELiq/PIB	-4,8007*** (0,6729)	-	-	-	-	-
DPELiq/Exp	-	-0,2903*** (0,0471)	-	-	-	-
Res/DTot	-	-	0,8749*** (0,1803)	-	-	-
Res/DECP	-	-	-	0,1896*** (0,0349)	-	-
DTotLiq/PIB	-	-	-	-	-1,5407*** (0,1750)	-
Reservas	-	-	-	-	-	0,00022*** (0,00004)
DPELiq/CC	ns	ns	ns	ns	ns	ns
DPLiq/PIB	ns	-1,1870*** (0,2551)	-1,7730*** (0,2792)	-1,3301*** (0,2476)	ns	-1,9359*** (0,2450)
DICP/DTot	-0,5644*** (0,0929)	-0,3287*** (0,0626)	-0,5109*** (0,0777)	-0,4189*** (0,0735)	-0,2482*** (0,0527)	-0,4800*** (0,0707)
IPCAaa	-0,6694*** (0,1893)	-0,3942*** (0,1507)	-0,8077*** (0,1755)	-0,7221*** (0,1646)	ns	-1,0116*** (0,1763)
AbertEcon	-	-1,5426*** (0,4118)	-	-	-	-
IED12M/PIB	3,4274*** (0,6861)	-	1,9532** (0,6205)	2,5977*** (0,6842)	3,4778*** (0,5536)	ns
CrescExp	0,3242*** (0,0719)	ns	0,1330*** (0,0492)	0,2208*** (0,0510)	0,1624*** (0,0459)	0,0829** (0,0418)
Log likelihood	-77,26	-104,64	-109,19	-113,11	-120,19	-120,26
Pseudo R2	0,7462	0,6563	0,6413	0,6284	0,6052	0,6049
AIC	214,51	269,28	280,39	288,23	298,39	300,53
BIC	293,26	348,02	361,76	369,60	374,51	379,28
% Acertos	71,57	64,71	53,92	51,96	54,90	53,92
EQM	0,1754	0,3148	0,2963	0,2974	0,3061	0,4216

Legenda:

\*\*\* Significativos a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%; erros padrão entre parênteses

"-" = não participou do modelo, por apresentar correlação acima de 0,70 com alguma das variáveis incluídas

"ns" = participou do modelo e foi retirada, por apresentar coeficiente não-significativo ao nível de 10%.

Os modelos que utilizaram a variável IPCAaa apresentaram melhor poder explicativo do que os correspondentes com SELICaa no lugar de IPCAaa. Da mesma forma, os modelos com DPLiq/PIB foram sempre melhores do que os com CrescPIB (utilizada alternativamente a DPLiq/PIB, por serem altamente correlacionadas). Observa-se ainda que o coeficiente estimado para a variável AbertEcon apresentou sinal oposto ao esperado.

**Tabela 2.6: Melhor modelo de cada grupo para a variável dependente SPM**

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
DPELiq/PIB	-7,0707*** (1,1163)	-	-	-	-	-
DPELiq/Exp	-	-0,4103*** (0,0652)	-	-	-	-
Res/DTot	-	-	1,2286*** (0,2598)	-	-	-
Res/DECP	-	-	-	0,2083*** (0,0423)	-	-
Reservas	-	-	-	-	0,00021*** (0,00007)	-
DTotLiq/PIB	-	-	-	-	-	-1,5807*** (0,1920)
DPELiq/CC	ns	ns	ns	ns	ns	ns
DPLiq/PIB	ns	-1,8931*** (0,3418)	-2,4432*** (0,3859)	-1,7351*** (0,3280)	-2,7288*** (0,3847)	ns
DICP/DTot	-0,7486*** (0,1302)	-0,4341*** (0,0829)	-0,6311*** (0,0988)	-0,5071*** (0,0889)	-0,7028*** (0,1088)	-0,3033*** (0,0578)
CrescPIB	-	-	-	-	-	-
SELICaa	-	-	-	-	-	-
IPCAaa	ns	ns	-0,7137*** (0,1826)	-0,7013*** (0,1749)	-1,0033*** (0,1955)	ns
IED12M/PIB	3,4139*** (0,7911)	2,4177*** (0,7183)	1,4914** (0,7126)	2,0445** (0,7520)	-	3,3383*** (0,5722)
CC12M/PIB	-	-	-	-	0,5988** (0,2802)	-
CrescExp	0,2188*** (0,0697)	-	ns	0,1688*** (0,0521)	-	0,1243*** (0,0466)
ResPri/PIB	-	5,3383*** (1,5323)	-	-	-	-
Log likelihood	-42,86	-64,60	-75,26	-78,83	-81,56	-88,60
Pseudo R2	0,8406	0,7597	0,7201	0,7068	0,6967	0,6705
AIC	127,71	173,21	194,51	203,66	207,12	219,20
BIC	182,84	230,96	252,26	264,04	264,86	274,32
% Acertos	84,31	74,51	68,63	66,67	63,73	67,65
EQM	0,0662	0,1789	0,2353	0,3088	0,3456	0,2451

Legenda:

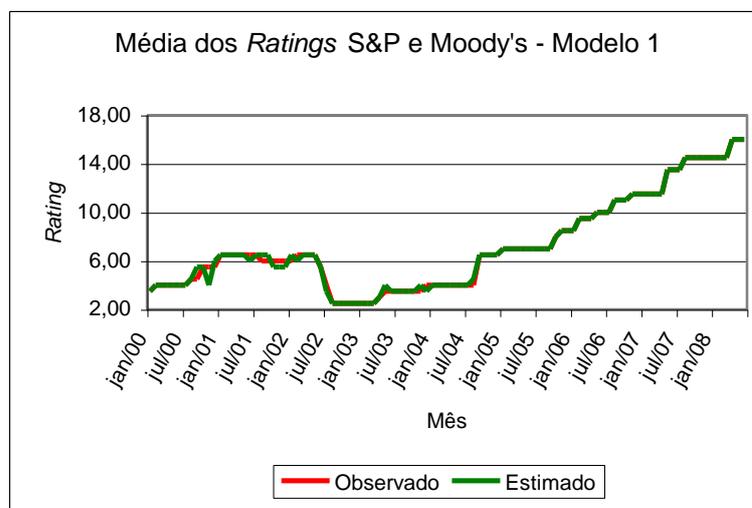
\*\*\* Significativos a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%; erros padrão entre parênteses

"-" = não participou do modelo, por apresentar correlação acima de 0,70 com alguma das variáveis incluídas

"ns" = participou do modelo e foi retirada, por apresentar coeficiente não-significativo ao nível de 10%.

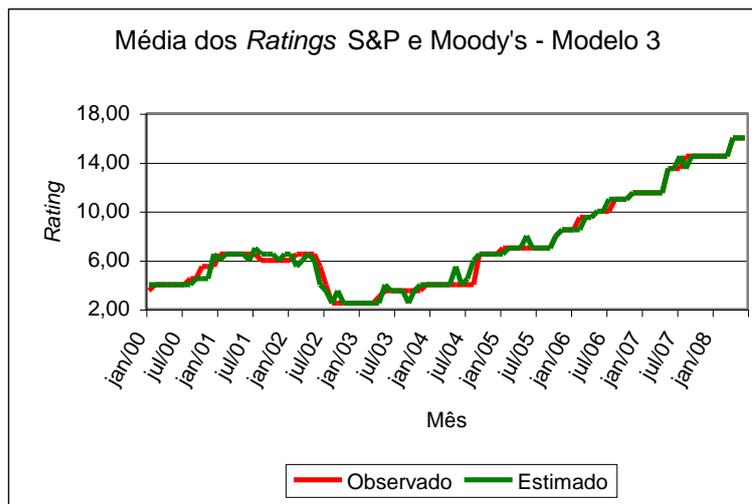
O mesmo processo iterativo foi repetido no ajuste de modelos à variável dependente SPM. Para esta variável dependente, a variável DICP/DTot mais uma vez foi significativa em todos os modelos, e IED12M/PIB, em todos os em que foi incluída. A variável DPELiq/CC foi sempre não significativa. As variáveis IPCAaa e DPLiq/PIB mostraram maior poder explicativo em comparação a SELICaa e CrescPIB, respectivamente, nos modelos testados.

O gráfico da Fig. 2.1 a seguir apresenta o *rating* soberano médio SPM observado na amostra e o previsto pelo melhor modelo estimado (Modelo 1 da Tabela 2.6). Verifica-se que o modelo se ajusta muito bem aos dados (84,31% de acertos), principalmente nos períodos de manutenção de *rating*, e no período mais recente, a partir do início de 2005. Algumas variações bruscas não verificadas na prática são previstas para dez/2000 e o segundo semestre de 2001; provavelmente se deveram a valores excepcionais de alguma(s) das variáveis explicativas nesses meses, que não provocaram uma reação imediata das agências de *rating*, em coerência com uma possível atitude cautelosa das mesmas já mencionada em outros estudos (MONFORT e MULDER, 2000; BONE, 2005). Os gráficos subsequentes mostram as previsões dos modelos 3 e 4 apresentados na Tabela 2.6, evidenciando a mesma tendência de se “precipitar” na variação do *rating*, em momentos nos quais as agências ou mantêm a classificação vigente, ou alteram-na em um período posterior.



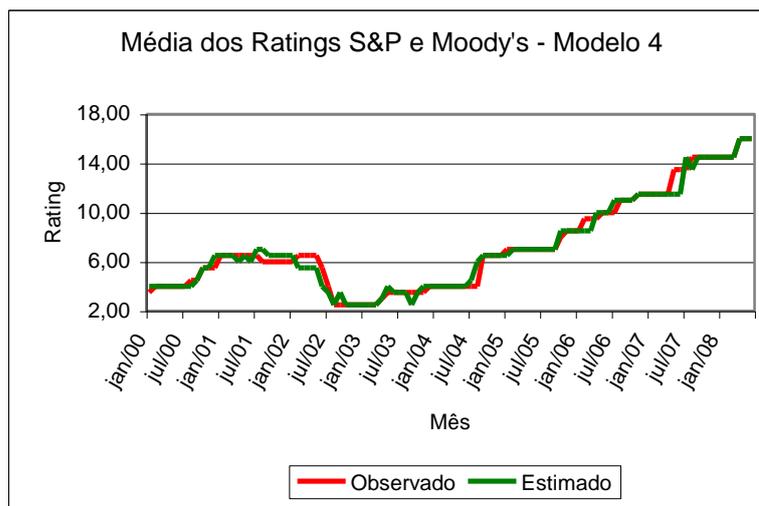
Fonte: valores observados – S&P (2008), Moody's (2008); valores estimados – cálculo pela autora.

**Figura 2.1: Comportamento do *rating* soberano médio SPM observado x previsto pelo Modelo 1**



Fonte: valores observados – S&P (2008), Moody's (2008); valores estimados – cálculo pela autora.

**Figura 2.2: Comportamento do *rating* soberano médio SPM observado x previsto pelo Modelo 3**



Fonte: valores observados – S&P (2008), Moody's (2008); valores estimados – cálculo pela autora.

**Figura 2.3: Comportamento do *rating* soberano médio SPM observado x previsto pelo Modelo 4**

### 2.3.3 Efeitos marginais

Em modelos de regressão linear, os efeitos marginais das variáveis explicativas são dados pelos respectivos coeficientes estimados. O mesmo não ocorre em modelos logísticos, como discutido na seção 2.2.2, na descrição do método *ordered probit/logit* utilizado neste trabalho. Pode-se, no entanto, obter o efeito da variação dos fatores explicativos sobre as probabilidades de ocorrência de cada nível de *rating*, através das derivadas de fórmula geral:

$$\partial P(y = i) / \partial x_j = [f(\kappa_i - X' \beta) - f(\kappa_{i+1} - X' \beta)] \beta_j, \quad i=0,1, 2, \dots, M. \quad (2.11)$$

Considerando-se que não existem os valores  $\kappa_0$  e  $\kappa_{M+1}$ , obtemos os casos especiais:

$$\partial P(y = 0) / \partial x_j = -f(\kappa_1 - X' \beta) \beta_j \quad (2.12)$$

$$\partial P(y = M) / \partial x_j = f(\kappa_M - X' \beta) \beta_j \quad (2.13)$$

Lembrando que  $X' \beta$  fornece a estimativa da variável latente  $y^*$  em cada ponto, os efeitos marginais para cada *rating* observado  $i$  foram estimados em  $(X' \beta)_i$ , obtido com os valores médios de cada variável explicativa  $x_j$ ; estes, por sua vez, foram calculados apenas com os valores assumidos pelos  $X$  quando ocorre a resposta  $y = i$ .

Como os modelos em análise foram estimados através da consideração de distribuição logística,  $f(\cdot)$  é a derivada com relação a  $z$  da função logística  $\Phi(z) = \exp(z) / [1 + \exp(z)]$ , dada por:

$$f(z) \equiv \partial \Phi(z) / \partial z = \exp(z) / [1 + \exp(z)]^2 \quad (2.14)$$

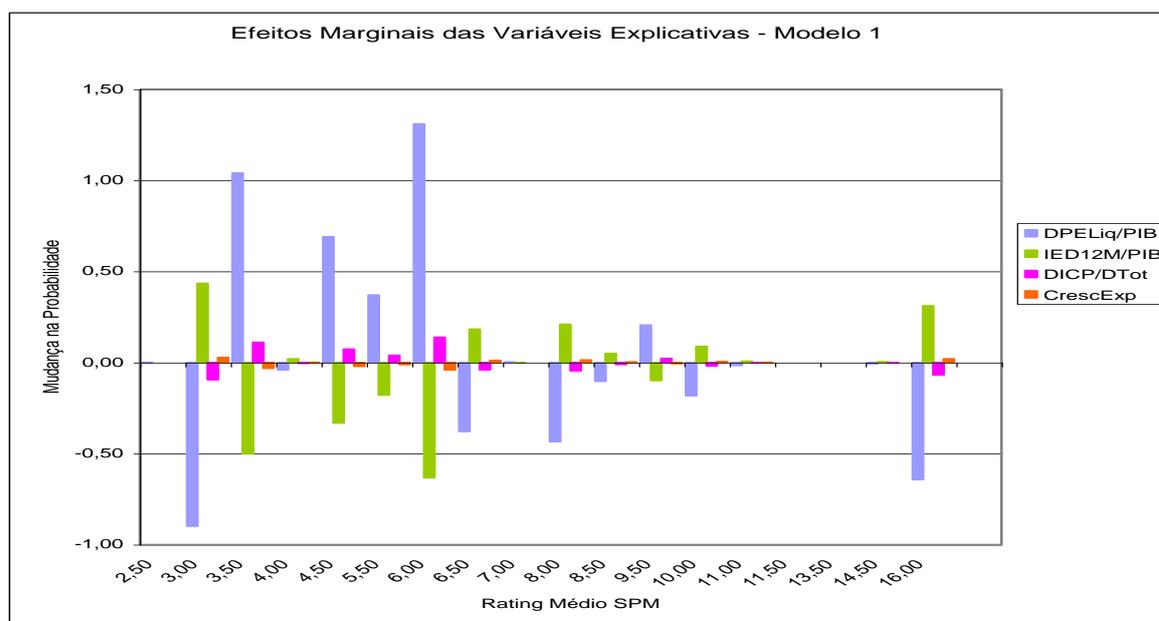
**Tabela 2.7: Efeitos marginais das variáveis explicativas do Modelo 1 para  $y = \text{SPM}$ , para cada valor observado no período em estudo**

$y_i$	Efeitos Marginais			
	DPELiQ/PIB	DICP/DTot	IED12M/PIB	CrescExp
2,5	0,0006	0,00006	-0,0003	-0,00002
3,0	-0,8991	-0,0952	0,4341	0,0278
3,5	1,0401	0,1101	-0,5022	-0,0322
4,0	-0,0406	-0,0043	0,0196	0,0013
4,5	0,6894	0,0730	-0,3328	-0,0213
5,5	0,3706	0,0392	-0,1789	-0,0115
6,0	1,3095	0,1386	-0,6323	-0,0405
6,5	-0,3793	-0,0402	0,1831	0,0117
7,0	0,0025	0,0003	-0,0012	-0,00008
8,0	-0,4342	-0,0460	0,2096	0,0134
8,5	-0,1038	-0,0110	0,0501	0,0032
9,5	0,2050	0,0217	-0,0990	-0,0063
10,0	-0,1821	-0,0193	0,0879	0,0056
11,0	-0,0159	-0,0017	0,0077	0,0005
11,5	-0,00001	-0,000001	0,000005	0,0000003
13,5	-0,00002	-0,000002	0,000009	0,0000006
14,5	-0,0076	-0,0008	0,0037	0,0002
16,0	-0,6438	-0,0682	0,3108	0,0199

A Tabela 2.7 mostra os efeitos marginais das variáveis explicativas do *rating* médio SPM, calculados como descrito nesta seção, utilizando-se os coeficientes e pontos de corte estimados pelo Modelo 1 (Tabela 2.6).

Observa-se que as proporções entre os efeitos das variáveis, em cada nível da variável dependente, são constantes, pois dependem apenas da relação entre os coeficientes estimados. O que define a direção e a magnitude de todos os efeitos, a cada nível, é a relação entre os valores da função de probabilidade  $f(\cdot)$  relacionados aos extremos do nível.

Assim, a variável que sempre apresenta o maior efeito marginal (para aumento de 1 unidade) é DPELiq/PIB, seguida de IED12M/PIB, DICP/DTot e CrescExp, nessa ordem. Cabe lembrar que todas essas variáveis são medidas em percentual, mas que uma mudança de 1 ponto percentual na DPELiq/PIB, por exemplo, é provavelmente muito mais corriqueira do que a mesma mudança na DICP/DTot. O que aumenta a influência potencial da DPELiq/PIB nas mudanças de *rating*.



**Figura 2.4: Efeitos marginais do Modelo 1 estimado para a variável dependente SPM**

É surpreendente o grande efeito marginal negativo da DPELiq/PIB em *ratings* mais baixos; uma possível explicação para tal resultado é que em *ratings* muito baixos (perto do nível de *default*), existe uma retração tanto da demanda por títulos soberanos (pelo risco percebido) como da oferta (pelo alto custo de financiamento). Uma alta dívida pública líquida deve então ocorrer quando o custo e o risco não são tão proibitivos, coincidindo com *ratings* intermediários, ao passo que sua diminuição subsequente (por fatores outros que não o risco de *default*) favorece a probabilidade de *ratings* maiores.

### 2.3.4 Intervalos entre os *ratings*

Como discutido na descrição da metodologia *ordered probit/logit*, esses modelos não pressupõem um formato para a escala da variável dependente. Em vez disso, os valores limite entre os níveis são estimados pelo modelo, permitindo uma avaliação sobre o formato da curva de *ratings*.

Os pontos de corte estimados correspondem aos limites entre os valores observados, cuja relação pode ser observada nos gráficos da Fig. 2.5 a seguir. Embora não se possa verificar um padrão de comportamento linear ou não linear entre os diversos modelos, os resultados encontrados sugerem que, na hipótese de não-linearidade, a curva de *ratings* tende a ser convexa. Isso é condizente com a intuição, assim como com evidências encontradas por outros pesquisadores (Afonso, Gomes e Rother, 2007), de que o acesso a *ratings* mais altos se torna cada vez mais difícil (maior variação da variável latente para a mudança entre níveis adjacentes da variável observada).

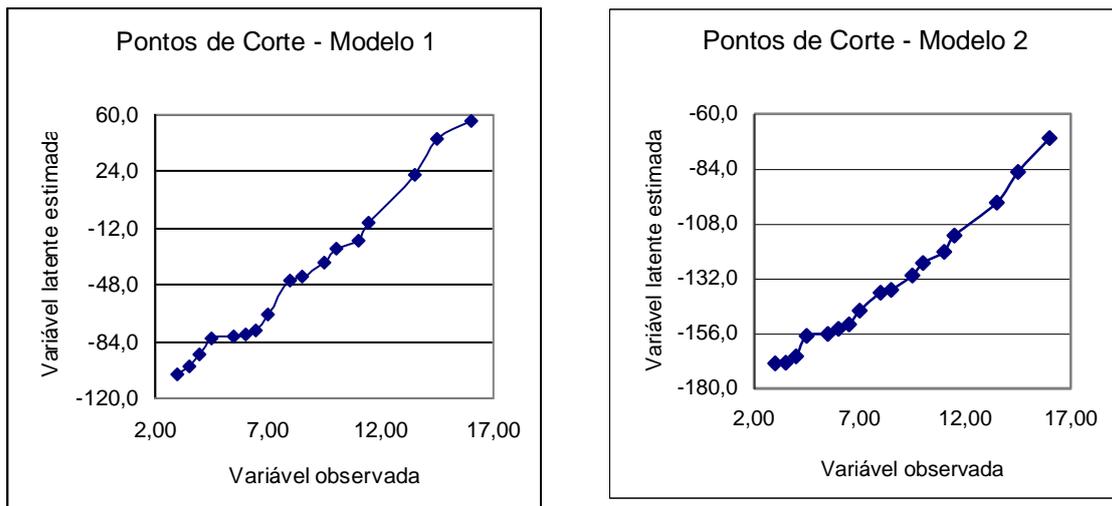
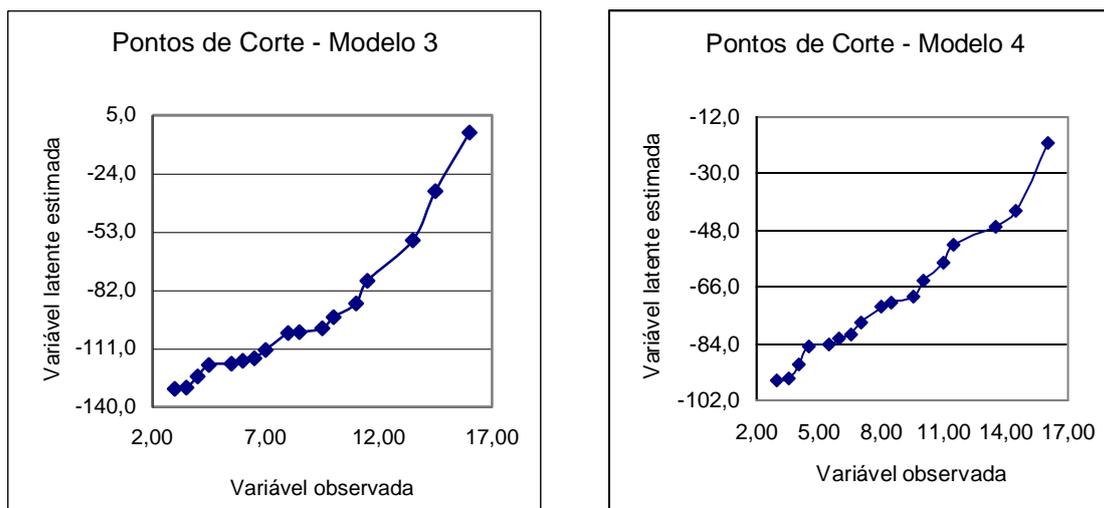


Figura 2.5(a): Pontos de corte estimados pelos Modelos 1 e 2 da Tabela 2.6



**Figura 2.5(b): Pontos de corte estimados pelos Modelos 3 e 4 da Tabela 2.6**

### 2.3.5 Discussão dos resultados

#### *Reservas internacionais e o rating soberano*

Sobre o papel das reservas internacionais, foram obtidas evidências de que essa variável possui influência relevante na atribuição do *rating*. Esse fato é demonstrado tanto pela alta correlação individual entre o *rating* médio (SPMF ou SPM) e variáveis que dependem do nível de reservas: DPELiq/PIB, DPELiq/Exp, Res/DECP, Res/DTot e Reservas, como pela significância de seus coeficientes sempre ao nível de 1%, em modelos contendo todas as demais combinações possíveis das variáveis explicativas não colineares incluídas no estudo. Entretanto, o indicador DPELiq/PIB foi o que se mostrou mais explicativo, ao consolidar informações sobre a dívida pública externa, reservas e PIB, dispensando grande parte das variáveis auxiliares e gerando modelos mais enxutos (com menores AIC e BIC) e com maior poder de previsão.

#### *Influência dos demais fundamentos*

Os resultados não deixam dúvidas de que o foco de interesse das agências de classificação de risco dos títulos soberanos em moeda estrangeira está na dívida externa, e não na dívida total do país ou do governo, embora o perfil da dívida interna revele uma importância indiscutível.

Destaque para a irrelevância das variáveis DPELiq/CC e Res/Imp, que, até a década de 90, eram importantes indicadores de liquidez; esse resultado é coerente com o aumento da importância da conta capital, em detrimento da conta corrente, como fonte tanto de endividamento como de recursos para pagamentos externos no período pós-globalização.

#### *Intervalos entre os ratings (pontos de corte)*

O uso de um modelo logístico ordenado permitiu modelar a variável dependente discreta, sem assumir que os intervalos entre seus níveis fossem regulares. Ao contrário, os limites entre os

níveis observados (pontos de corte) são parâmetros estimados concomitantemente aos coeficientes das variáveis explicativas. As estimativas de pontos de corte resultantes mostram diferentes formatos para a escala de *ratings*, dependendo do conjunto de variáveis explicativas utilizadas. As evidências são inconclusivas, embora dentre os quatro melhores modelos estimados (modelos 1, 2, 3 e 4 da Tabela 3.2), três apresentem escalas com comportamento bem próximo ao linear.

## 2.4 Conclusão

O objetivo desse estudo foi investigar os fatores determinantes na atribuição da classificação de risco do Brasil pelas principais agências de *rating*: Moody's, Standard & Poors e Fitch, no período de jan/2000 a jun/2008. Investigou-se o poder explicativo de indicadores relacionados às reservas internacionais, aliados a diversas variáveis macroeconômicas e financeiras, indicadores de solvência, liquidez e disposição do governo em honrar seus compromissos externos.

As variáveis dependentes utilizadas foram a média entre os *ratings* emitidos pelas três agências (SPMF) e a média apenas entre os da S&P e Moody's (SPM). Conforme previsto durante a etapa de análise de correlações, os modelos ajustados à variável dependente SPM apresentaram melhores estatísticas de ajuste do que os estimados para SPMF. Isso provavelmente se deve à maior homogeneidade de critérios e/ou *timing* entre as agências S&P e Moody's do que entre estas e a Fitch. Por isso, apenas foram analisados em maior profundidade os resultados obtidos para a variável SPM.

As variáveis DPELiq/PIB, DPELiq/Exp, Res/DTot, Res/DECP, DTotLiq/PIB e Reservas foram utilizadas alternativamente nos modelos testados, por exibirem altas correlações entre si. A partir de cada uma dessas variáveis, gerou-se um conjunto de modelos candidatos, obtidos pelas diversas combinações possíveis entre as demais variáveis explicativas não altamente correlacionadas (Apêndice B). Ordenando-se todos os modelos estimados pelos respectivos AIC, escolheu-se o melhor modelo de cada grupo, a fim de analisar suas características em comum.

Os resultados deste estudo evidenciam o poder explicativo das reservas internacionais mantidas pelo Brasil sobre o *rating* de crédito soberano emitido pelas três principais agências de classificação de risco de crédito. Todas as medidas investigadas que envolviam o nível absoluto das reservas internacionais, ou destas em relação à dívida, tiveram coeficiente estimado significativo em todos os modelos, ao nível de 1% de significância. No entanto, o indicador DPELiq/PIB, combinado a outras variáveis explicativas não colineares, gerou modelos mais explicativos (sendo DPELiq a diferença entre a dívida pública externa bruta e as reservas internacionais e outros direitos no exterior), em relação aos modelos contendo o nível absoluto de reservas. Isso corrobora o discurso das agências de *rating*, quando afirmam que o aumento das reservas internacionais proporciona maior credibilidade, mas não é o mais importante. Também é constantemente destacada pelas agências a relevância do perfil de endividamento e da perspectiva de crescimento do PIB (influenciado pela inflação e taxa de juros). Justamente as informações que se mostraram mais relevantes em todos os modelos, depois dos indicadores envolvendo dívida externa e

reservas, foram a dívida pública interna de curto prazo em relação à total (DICP/DTot), a taxa de inflação acumulada em 12 meses (IPCAaa) e o investimento estrangeiro direto (IED12M/PIB).

Os gráficos comparativos entre o comportamento real do *rating* soberano médio (SPM) e o previsto pelos três melhores modelos estimados demonstram que as ações das agências de *rating* muitas vezes não respondem imediatamente à variação dos fatores de interesse. É plausível supor que as agências baseiem sua avaliação em uma tendência consistente das variáveis explicativas, de forma a não agir de forma precipitada. Afinal, seu objetivo é emitir uma avaliação mais “duradoura”, ao invés de refletir circunstâncias passageiras.

## 3 RESERVAS INTERNACIONAIS E O *SPREAD* SOBERANO

### Resumo

O objetivo deste estudo é investigar o papel de diversas medidas absolutas e relativas das reservas internacionais brasileiras como no comportamento do spread soberano no período 2000-2008, controlando para o efeito de fundamentos macroeconômicos, rating soberano, aversão global ao risco, liquidez internacional, contágio externo e crises políticas. Uma vez que os testes de raiz unitária indicaram não estacionariedade de todas as variáveis incluídas no estudo, tornou-se necessária a realização de testes de cointegração, a fim de verificar a validade dos modelos ajustados para as séries em nível (relações de longo prazo). Confirmada a hipótese de cointegração, estimaram-se modelos de curto prazo (ou de correção de erros) para as séries em primeiras diferenças. Encontrou-se um papel significativo e de grande magnitude das reservas internacionais, tanto em nível absoluto como medida em relação à dívida pública externa, dívida pública total ou dívida externa de curto prazo. Já para o rating soberano, o efeito estimado foi não-significativo, em alguns modelos, ou pouco explicativo, comparado aos fundamentos; isso se deve, provavelmente, à grande oscilação do spread soberano em resposta a variações nas condições do mercado, ao contrário do rating. O melhor modelo obtido utilizou o nível absoluto de reservas, evidenciando também efeitos significativos da aversão global ao risco, taxas de juros internacionais e crises políticas internas. As taxas de juros internacionais apresentaram coeficiente negativo, ao contrário do previsto pela teoria, mas em consonância com outros casos na literatura; a hipótese mais plausível é de que taxas de juros mais baixas estejam relacionadas a momentos de crise, quando os investidores, em vez de procurarem maior retorno, preferem a segurança de títulos do tesouro americano, aumentando o spread dos emergentes.

**Palavras-chave:** *Spread* Soberano. Risco País. Reservas Internacionais. Dívida Externa. Aversão ao Risco. Modelo de Correção de Erros.

**JEL:** C22, C52, E44, E58, G15, H63

### 3.1 Introdução

A política de acúmulo de reservas internacionais adotada pelos países emergentes em geral, após as sucessivas crises da década de 90, tem sido amplamente questionada, devido a seu alto custo. Em defesa dessa prática, Moreno e Turner (2004) apontam os resultados de diversos estudos empíricos, sugerindo que reservas mais altas podem de fato aumentar os *ratings* de crédito e reduzir os *spreads* soberanos. Assim, o custo da manutenção poderia ser diminuído à medida que o nível de reservas aumentasse: quanto maior a quantidade de reservas, menor o custo de financiamento (*spread* soberano) e maior o benefício de se manter reservas. A literatura ainda conta com poucos estudos sobre a influência das reservas internacionais no custo da dívida externa brasileira, ensejando a investigação da validade da hipótese levantada por Moreno e Turner (2004) para o caso brasileiro.

A medida mais conhecida do retorno dos títulos soberanos de países emergentes é o EMBI+ (Emerging Market Bond Index Plus), calculado e divulgado ao mercado em tempo real pelo

banco J. P. Morgan. O índice é calculado tanto para o grupo de países emergentes como um todo, como para subgrupos ou países individuais. A diferença (*spread*) entre o EMBI+ de um país e o índice dos títulos do tesouro americano (*treasuries*) de longo prazo é conhecida como *spread* soberano, e representa a percepção do mercado sobre quanto é mais arriscado investir em títulos desse país em relação aos *treasuries*, considerados “livres de risco”. Quanto maior o *spread* dos títulos da dívida externa de um país, menor o preço que os investidores estão dispostos a pagar por eles, o que aumenta o custo de novas emissões.

Antes de possíveis efeitos na inflação, taxa de juros e PIB, o primeiro e imediato reflexo de um *downgrade* (ou mesmo piora de *outlook*) na classificação de risco de um país é observado no aumento do *spread* de seus títulos soberanos. Diversos estudos já investigaram a relação entre fundamentos macroeconômicos, indicadores de endividamento e de liquidez (incluindo reservas internacionais) e o *rating* ou *spread* soberano. A maior parte das análises, no entanto, foi feita com dados em painel, para os países emergentes como um todo.

Assim, este estudo consiste na estimação de modelos apenas para o *spread* soberano brasileiro, com o objetivo de relacionar as oscilações dessa variável às mudanças de *rating* soberano e outras informações do mercado – fundamentos, liquidez internacional e aversão ao risco. Para tanto, o trabalho divide-se em quatro seções, além desta: 1) revisão de literatura, 2) descrição da metodologia, 3) resultados e discussão e 4) conclusão.

### 3.1.1 Evidências empíricas da literatura

Cantor e Packer (1996) são considerados os precursores da pesquisa sobre o tema. Eles realizaram uma análise *cross-section* de uma amostra de 49 países, com o objetivo de verificar o efeito dos fundamentos macroeconômicos sobre a média dos *ratings* soberanos, e destes, sobre a média dos *spreads* soberanos. Para o *spread* soberano, além da dívida externa, grau de desenvolvimento econômico e histórico de *default*, o *rating* médio também apresentou efeito significativo, com elevado poder explicativo. A conclusão foi a de que o *rating* resumiria as informações trazidas pelas demais variáveis.

Depois de Cantor e Packer (1996), muitos pesquisadores estudaram a relação entre fundamentos macroeconômicos e *ratings* soberanos, e destes com o risco-país<sup>4</sup>, através de análises em *cross-section* ou em painel para vários países. Os efeitos das mudanças de *ratings* e da taxa de juros norte-americana sobre os *spreads* de títulos soberanos foram analisados por Kaminsky e Schmukler (2002), com dados em painel para 16 países. O uso de dados com frequência diária, no entanto, inviabilizou a inclusão dos fundamentos econômicos como regressores, pois sua divulgação é, na maioria, mensal ou trimestral. Os mesmos autores, em 1999, haviam examinado o efeito de contágio entre mudanças de *rating* e outras notícias relacionadas à credibilidade de um país, sobre a credibilidade de países vizinhos. Encontraram

---

<sup>4</sup> Ver Bone (2005) e Afonso, Gomes e Rother (2007) para uma descrição mais detalhada da literatura até então.

efeitos de contágio significativos tanto para o mercado de ações como para o de títulos, assim como evidência de um papel relevante de notícias sobre política.

Sy (2002) aplicou o conceito que seria posteriormente enunciado por Micu, Remolona e Wooldridge (2006), de que "dois *ratings* são mais informativos do que um", utilizando como regressor para o *spread* soberano a média dos *ratings* soberanos emitidos pela Moody's e S&P, vigentes em cada período. Sua análise em painel para os países emergentes incluiu também uma medida de "prêmio de risco", representado pelo índice Merrill Lynch de títulos de *high yield* americanos; o coeficiente estimado para essa variável foi considerado de magnitude irrelevante, embora estatisticamente significativo. Os resultados de Sy (2002) apontaram para a necessidade de mais variáveis para modelar mais acuradamente a parcela da variação dos *spreads* não explicada pelos *ratings* e prêmio de risco. O autor sugeriu, para estudos futuros, o uso de uma *proxy* para a liquidez do mercado, assim como outras variáveis de controle independentes.

Rozada e Yeyati (2006) contribuíram para sedimentar a tendência verificada nos estudos empíricos, apresentando um modelo teórico que explica por que o *spread* soberano de um país emergente deve depender da liquidez internacional e da aversão ao risco dos investidores. Eles aplicaram seu modelo utilizando os *spreads* do setor de títulos de *high yield* americanos (*spread* do índice *Moody's Seasoned BAA*) como *proxy* para a aversão ao risco, e o retorno dos *treasuries* de 10 anos como medida da liquidez internacional. Ambos os fatores apresentaram parâmetros estimados significativos, explicando cerca de 30% das variações dos *spreads* soberanos no longo prazo. Os resultados do estudo confirmaram também o grande efeito de contágio por crises sistêmicas (Crise Russa de 1998, por exemplo). A análise foi feita com dados em painel, em que os *ratings* de crédito e fundamentos macroeconômicos foram usados apenas como *proxy* para efeitos específicos dos países.

Moser (2007) analisou o efeito de mudanças de ministro da Economia ou Finanças sobre o *spread* soberano diário de 12 países da América Latina no período 1992-2007. Ele utilizou como variáveis de controle o *rating* soberano emitido pela S&P, as taxas de retorno dos *treasuries* de 10 anos e de 3 meses (como medidas de liquidez internacional) e o índice de volatilidade VIX da CBOE (*Chicago Board Options Exchange*), como *proxy* para a incerteza do mercado financeiro (também usado em FMI, 2001). O uso de dados diários impediu, entretanto, a inclusão dos fundamentos macroeconômicos, que geralmente possuem periodicidade mensal ou trimestral. Hartelius, Kashiwase e Kodres (2008) inovaram, ao proporem diferentes medidas de liquidez e aversão ao risco, em seu estudo sobre a importância dos fundamentos versus liquidez sobre os *spreads* soberanos. Eles incluíram, representando a liquidez, a taxa de contratos futuros de 3 meses em Fed Funds; para a aversão ao risco, além do índice VIX do mercado de opções, utilizaram a volatilidade implícita na taxa futura de Fed Funds em relação à taxa *spot*, representando a incerteza sobre a política monetária futura dos EUA.

A grande maioria dos trabalhos revisados realizou análises para grupos de países (emergentes e/ou desenvolvidos). O único estudo encontrado para o *spread* soberano de um país individual (exceto os estudos para o Brasil) foi o de Nogués e Grandes (2001), para a Argentina. Os autores utilizaram MQO para a variável dependente  $\ln(\textit{spread})$ , incluindo como regressores a taxa de juros dos EUA (retorno dos *treasuries* de 30 anos), fundamentos macroeconômicos da economia argentina, *dummies* de crise política interna (renúncia do Ministro Cavallo) e de contágio

da crise do México ("Efeito Tequila"), além do EMBI+ para países não latinos, como medida de efeitos de contágio comumente supostos pelos investidores.

Dos trabalhos para o caso brasileiro, destacam-se quatro estudos, três deles aplicando a metodologia VAR: Agenor, Hoffmaister e Medeiros (2002) examinaram o comportamento dos fluxos de capital no Brasil no período 1988-1995, avaliando sua interdependência com taxas de juros domésticas e externas, entre outras variáveis. No entanto, os autores não levaram em consideração a evolução da dívida pública nem a aversão ao risco.

Garcia e Rigobon (2004), por sua vez, estimaram um VAR para os fundamentos macroeconômicos da economia brasileira no período 1994-2003 e, através da matriz de covariâncias obtida, simulam possíveis trajetórias para a dívida pública, avaliando a distribuição de probabilidades da razão dívida/PIB em determinado horizonte de tempo. Essa variável (quociente da dívida pública previsto) é posteriormente utilizada como regressor em um modelo para o *spread* soberano. Os resultados apontam para um papel significativo do indicador de sustentabilidade da dívida pública como determinante do *spread* soberano brasileiro, confirmando a afirmação de Reinhart, Rogoff e Savastano (2003). A análise, porém, não levou em conta o efeito de fatores externos sobre o *spread*.

Em seu estudo para os determinantes do *rating* e do *spread* soberanos do Brasil, Bone (2005) utilizou o método de MQO para modelar o  $\ln(\textit{spread})$  no período 1994-2002. As variáveis explicativas testadas incluíram o *rating*, fundamentos macroeconômicos e a taxa de juros de 3 meses dos EUA. Na presença dos fundamentos utilizados na modelagem prévia do *rating*, este se mostrou não significativo para explicar o *spread*; a taxa de juros dos EUA apresentou coeficiente negativo, ao contrário do esperado, mas não significativo; e os fundamentos com efeito significativo foram: necessidade de financiamento do setor público/PIB, dívida líquida do setor público/PIB e inflação. Não foram consideradas medidas de aversão ao risco, crises políticas ou contágio por crises externas.

Fracasso (2007) realizou uma análise VAR, para o período 1995-2004, com o objetivo de identificar as interdependências entre alguns fundamentos macroeconômicos brasileiros (entre eles, a dívida externa líquida/PIB), o *spread* soberano e variáveis externas (liquidez internacional - taxas de juros dos EUA - e aversão ao risco - *spread* dos *corporate bonds* americanos). O estudo confirmou a relevância do apetite por risco do investidor internacional na determinação do *spread* soberano brasileiro, mas não verificou explicitamente o efeito de crises internas ou externas.

Diversos estudos (REINHART, ROGOFF e SAVASTANO, 2003; GARCIA e RIGOBON, 2004; BONE, 2005) apontam para a importância da razão dívida/PIB, dentre os fundamentos domésticos relevantes. No entanto, uma das principais conclusões dos trabalhos sobre *spreads* soberanos foi a necessidade de outras variáveis além dos fundamentos para explicar seu comportamento, como por exemplo, o preço do petróleo (EICHENGREEN e MODY, 1998), o efeito de crises (KAMINSKY e SCHMUKLER, 1999) e mudanças de governo (NOGUÉS e GRANDES, 2001; MOSER, 2007). Moser (2007) encontrou efeitos significativos para as mudanças de ministro da Economia ou Finanças, retorno dos títulos do tesouro americano (*treasuries*), índice VIX do mercado de opções, como *proxy* para aversão ao risco internacional, e ações de *rating* (*upgrades/downgrades* e mudanças de *outlook*).

**Tabela 3.1: Principais fatores estudados na literatura sobre spreads soberanos**

<b>Fator</b>	<b>Variável</b>	<b>Estudos que o utilizaram</b>
Risco do país	<i>Rating*</i> emitido pela S&P	+
	Média dos <i>ratings*</i> dados por Moody's e S&P	++
	Mudança de <i>rating*</i> ou de <i>outlook</i>	+
	<i>Dummies</i> para crises políticas internas	++
	Fundamentos macroeconômicos	+++++
	Dívida Externa Líquida/PIB	++
	Dívida Pública Total/PIB	+++
Liquidez internacional	Taxa dos <i>US-Treasuries</i> de 10 anos	+++
	Taxa de <i>Fed Funds</i>	++
	Taxa de retorno das <i>T-Bills</i> de 3 meses	++
	Taxa Libor de 6 meses em US\$	+
	Taxa Futura de <i>Fed Funds</i> para 3 meses	++
Aversão ao risco	Índice de ações Nasdaq	+
	Índice de volatilidade "VIX" da CBOE	++
	Credit Suisse First Boston High Yield Index	++
	Merrill Lynch High Yield Index	+
	<i>Moody's Seasoned Baa Corporate Bond Yield</i>	+
<i>Efeitos de Contágio</i>	<i>EMBI+ global, sem o país em estudo</i>	+
	EMBI+ individual de outros países	+

Legenda:

\* = para títulos soberanos de longo prazo, em moeda estrangeira.

+ = corresponde a cada estudo (dentre os revisados) que utilizou a variável

As taxas de juros americanas têm se mostrado relevantes em vários estudos, embora com efeitos diversos do previsto pela teoria. Eichengreen e Mody (1998), Kamin e Kleist (1999), Bone (2005) e Moser (2007), por exemplo, obtêm contra-intuitivos coeficientes negativos para essas variáveis; Kaminsky e Schmukler (2002) e outros estudos citados em Moser (2007), entretanto, tiveram o resultado esperado, com coeficientes estimados significativos e positivos. Parece uma relação a ser investigada com maior cuidado.

### 3.2 Metodologia

A metodologia empregada neste estudo baseia-se principalmente em Rozada e Yeyati (2006), no que diz respeito à inclusão dos fatores externos aversão ao risco e liquidez internacional na modelagem do *spread* soberano. A principal diferença da presente análise em relação a Bone (2005) é a inclusão de diversos indicadores de solvência e credibilidade envolvendo as reservas internacionais, além de fatores externos à nossa economia (como em FRACASSO, 2007) que procuram captar o efeito de mudanças na liquidez internacional e na aversão global ao risco sobre

o *spread* soberano brasileiro. O modelo que justifica a inclusão desses fatores é o apresentado em Rozada e Yeyati (2006), descrito a seguir. Além disso, atualiza-se o período investigado para 2000-2008, controlando-se ainda para o efeito de contágio por crises externas e o efeito de crises internas de cunho político, não relacionadas a fatores macroeconômicos.

### 3.2.1 Modelo teórico

A arbitragem de taxa de juros por investidores avessos ao risco implica:

$$(1-q)(1+r) + qV = (1+r^f) + \varphi q \quad (3.1)$$

onde  $q$  é a probabilidade de *default*,

$V$  é o valor recuperado após o *default*,

$r$  é a taxa de juros cobrada pelo título do país emergente ,

$r^f$  é a taxa de juros cobrada por um ativo livre de risco de duration similar,

$\varphi$  é um parâmetro que reflete a aversão ao risco dos investidores.

Então, pode-se expressar o *spread* de um mercado emergente como:

$$\text{spread} \equiv r - r^f = [\varphi + (1+r^f) - V][q/(1-q)] \quad (3.2)$$

ou, mais genericamente, supondo que os valores recuperáveis são estáveis no decorrer do tempo e comparáveis entre os títulos, então:

$$\text{spread}_t = \rho(r_t^f, \varphi_t) \theta[q(X_t)] \phi(r_t^f, d_t^c) \quad (3.3)$$

onde  $\rho$  denota o preço do risco de crédito, que depende da taxa internacional

livre de risco  $r_t^f$  e da aversão ao risco  $\varphi_t$ ;

$\theta$  mede a incidência do risco de *default* sobre o emissor;

$q$  é uma função específica dos fundamentos macroeconômicos  $X_t$  do país; e

$\phi$  é um fator de escala, que reflete fatores globais que afetam os títulos corporativos e de mercados emergentes de formas diferentes, como a liquidez global (medida pela taxa de juros internacional livre de risco  $r_t^f$ ) e episódios de crise financeira global (representados pela *dummy*  $d_t^c$ ), que se assume ser da forma  $\phi(r_t^f, d_t^c) = (r_t^f)^{\alpha_j} \exp(\beta_j d_t^c)$ .

Em particular, tem-se que:

$$\ln HY_t = \ln \rho(r_t^f, \varphi_t) + \ln \theta[q(HY_t)] + \alpha_{HY} \ln r_t^f + \beta_{HY} d_t^c \quad (3.4)$$

onde  $HY_t$  é um índice de *spread* de *high yield* (a média ponderada dos *spreads* dos *corporate bonds* no mundo, por exemplo) e

$q(HY_t)$  representa o risco de crédito associado (média ponderada),

dos quais se pode obter uma boa aproximação do log do preço do risco como:

$$\ln \rho(r_t^f, \varphi_t) = \ln HY_t - \ln \theta[q(HY_t)] - \alpha_{HY} \ln r_t^f - \beta_{HY} d_t^c \quad (3.5)$$

caracterizando o *spread* de um mercado emergente como:

$$\ln embi_t = \ln HY_t + \ln \theta[q(embi_t)] - \ln \theta[q(HY_t)] + \alpha \ln r_t^f + \beta d_t^c \quad (3.6)$$

onde  $\alpha = \alpha_{emb} - \alpha_{HY}$  e  $\beta = \beta_{emb} - \beta_{HY}$ .

Além do mais, assumindo por agora que, em ambos os casos, o risco de crédito idiossincrático é razoavelmente capturado pelo *rating* de crédito do emissor (essa consideração é relaxada mais adiante), de forma que  $\ln \theta[q(X_t)] \approx \gamma \ln rating_t$ , e que  $rating_{HY}$  permanece relativamente estável ao longo do tempo, obtém-se a seguinte especificação de longo prazo:

$$\ln embi_t = \ln HY_t + \alpha \ln r_t^f + \beta d_t^c + \gamma \ln rating_t \quad (3.7)$$

Note que o preço do risco capturado pelo *spread* dos títulos soberanos de mercados emergentes é uma função tanto do apetite pelo risco como da taxa livre de risco. Por outro lado, as taxas de juros internacionais podem também influenciar o preço do risco soberano devido à arbitragem internacional: na extensão em que ele reflete os retornos de investimentos no mundo desenvolvido, espera-se que afete negativamente a sustentabilidade da dívida de mercados emergentes, e sua base de investidores com relação a outros ativos de risco.

O modelo econométrico a ser usado neste trabalho tem como objetivo descrever a relação entre o *spread* dos títulos soberanos (risco-Brasil), o *rating* da dívida soberana de longo prazo em moeda estrangeira, fundamentos macroeconômicos do país, um índice de ativos de *high yield* e uma medida da taxa internacional de juros livre de risco.

$$\ln embi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln HY_t + \alpha_2 \ln r_t^f + \alpha_3 \ln X_t + \alpha_4 \ln rating_t + \beta d_t^c + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

onde  $X_t$  é o vetor de variáveis macroeconômicas

$d_t^c$  é o vetor de variáveis *dummy* que controlam para o efeito de crises de credibilidade não relacionadas aos fundamentos de nossa economia.

### 3.2.2 Análise e seleção das variáveis explicativas

A variável dependente, de acordo com o modelo teórico adotado, é o logaritmo natural do *spread* soberano, daqui por diante denotada por  $\ln EMBIBR$ . Além dos fundamentos macroeconômicos e indicadores de solvência e liquidez descritos no Apêndice A, temos, para esta análise, os seguintes candidatos a regressores:

a) Medidas de liquidez internacional:

- T10YR → taxa de retorno dos títulos do tesouro americano (*treasuries*) com vencimento em 10 anos (%a.a.), fechamento mensal (Fonte: Ipeadata);
- LIBOR6 → taxa de juros definida pelo mercado para depósitos eurodollar em dólares, com vencimento em 6 meses (%a.a.), fechamento mensal (Fonte: FMI)
- FFR → taxa de *Fed Funds*, meta da taxa de juros básica da economia americana, definida pelo *FOMC* (%a.a.), vigente ao final do mês (Fonte: FMI);

b) Medidas de aversão ao risco:

- BAA → *spread* sobre o T10YR do *Moody's Seasoned Baa Corporate Bond Yield*, taxa de retorno de uma carteira de títulos do setor *corporate* com *rating* Baa e vencimento entre 20 e 30 anos (%a.a.), média mensal da taxa de fechamento diária divulgada pela Moody's (Fonte: *Federal Reserve*)
- VIX – índice de volatilidade do mercado de opções americano, média mensal, calculada a partir da série de fechamentos diários (Fonte: *Chicago Board Options Exchange*);

c) Contágio externo e fatores políticos internos:

- EMBI+XBR → EMBI+ dos mercados emergentes (*bp*), calculado sem a participação dos papéis brasileiros – fechamento mensal (Fonte: JPMorgan);
- variáveis *dummy*, com valor 1 no período de crises políticas internas não relacionadas aos fundamentos, e 0 nos demais períodos.

As variáveis cuja unidade de medida é a taxa de retorno %a.a. são multiplicadas por 100, a fim de se obterem os respectivos valores em *basis points (bp)*, unidade de medida usual do *spread* soberano. Todas entram no modelo sob forma de transformação logarítmica, o que possivelmente diminui a probabilidade de apresentarem raiz unitária; entretanto, a estacionariedade das variáveis deve ser garantida, a fim de evitar regressões espúrias (ENDERS, 1995). Para tanto, o primeiro passo é a realização de testes padrão de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF) para o logaritmo das séries relacionadas nesta seção. Após, procede-se à análise da matriz de correlações, com o objetivo de evitar o uso concomitante de variáveis quase-colineares.

### 3.2.3 Estimação e seleção dos modelos

Após a seleção das variáveis a serem incluídas, e o formato (em nível ou diferenças), os modelos candidatos foram estimados através do método de Mínimos Quadrados Ordinários, já que, ao contrário dos *ratings* de crédito, o *spread* dos títulos brasileiros é uma variável contínua e cardinal.

Assim como no estudo sobre o *rating*, o processo de estimação inicia com a forma mais completa de cada especificação alternativa, eliminando-se sucessivamente as variáveis menos significativas e reestimando-se os coeficientes das restantes, até obter um modelo cujos parâmetros estimados sejam todos significativos ao nível de 10%.

Se as séries presentes nos modelos resultantes forem todas integradas de mesma ordem, deve ser testada, após o processo de estimação, a existência de cointegração entre elas. Se não houver cointegração, as regressões realizadas não têm sentido econômico; se houver, então os modelos estimados descrevem as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, devendo-se estimar as relações de curto prazo através de um Modelo de Correção de Erro.

A comparação entre os modelos é feita com base em critérios padrão de ajuste, como AIC e BIC,  $R^2$  e soma dos quadrados dos resíduos (SQR), além de testes de normalidade, autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos (estes apenas para os modelos com variáveis estacionárias).

### 3.3 Resultados

#### 3.3.1 Análise das variáveis explicativas

Foram excluídas desta etapa do estudo de caso as variáveis que participaram dos modelos para o *rating* soberano e se mostraram irrelevantes, como CrescPIB, DPELiq/CC e SELICaa, por exemplo.

##### *Testes de Estacionariedade e Cointegração*

O modelo teórico da equação (3.8) indica o uso de todas as variáveis em logaritmos. Assim, foram feitos testes de estacionariedade das séries em logaritmo, cujos resultados se encontram no Apêndice C. Todas as séries são não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeiras diferenças, com exceção de  $\ln(\text{DPELiq}/\text{PIB})$  e  $\ln(\text{DPELiq}/\text{Exp})$ . A série  $\ln(\text{DPELiq}/\text{PIB})$  rejeita a hipótese de raiz unitária apenas em segundas diferenças (integrada de ordem 2), de forma que suas primeiras diferenças  $D\ln(\text{DPELiq}/\text{PIB})$  foram usadas como regressores integrados de ordem 1. Já a variável  $\ln(\text{DPELiq}/\text{Exp})$  apresentou resultados ambíguos no teste de estacionariedade também em segundas diferenças, sendo então eliminada da análise.

Uma vez que todas as séries incluídas nesta parte do estudo são integradas de ordem 1, as relações estimadas entre elas só têm sentido se houver cointegração. Nesse caso, o modelo com as séries em nível representa sua relação no longo prazo. Para verificar efeitos de curto prazo, torna-se necessário estimar um modelo de correção de erros (MCE). Contudo, os testes de cointegração exigem a especificação de um modelo, e o estudo prevê diversos modelos alternativos. Assim, primeiro foram estimados os modelos candidatos com as séries em nível, e apenas os mais significativos foram submetidos a testes de cointegração e estimação subsequente de efeitos de curto prazo (no caso de as séries presentes no modelo serem cointegradas).

##### *Análise de Correlações*

O próximo passo foi verificar as correlações entre as séries na forma em que serão usadas (logaritmos ou diferenças dos logaritmos), a fim de planejar as diversas especificações alternativas a serem testadas, contendo apenas variáveis explicativas não redundantes. Cada especificação planejada incluiu um indicador de liquidez internacional ( $\ln T10YR$ ,  $\ln LIBOR6$  ou  $\ln FFR$ ), um indicador de aversão ao risco ( $\ln VIX$  ou  $\ln BAA$ ) e os fundamentos macroeconômicos com correlação abaixo de 0,70 (em módulo) com as demais. Assim como no estudo para o *rating* soberano apresentado no Cap. 2, foram escolhidas as variáveis relacionadas às reservas internacionais com maior correlação com a variável dependente ( $\ln EMBIBR$ ), e posteriormente adicionadas as demais variáveis compatíveis. As especificações alternativas obtidas através desse processo encontram-se no Apêndice D.

##### *Determinação das dummies de crise política*

Foram incluídas também em todos os modelos candidatos variáveis *dummy* para as principais crises políticas internas do período em estudo: *dBarbalho*, *dEleicoes*, *dDirceu*, *dMensalao*

e dPalocci. As mesmas se basearam em eventos políticos internos (descritos no Apêndice E), que abalaram temporariamente a credibilidade do governo quanto à sua propensão a honrar compromissos, com reflexos publicamente reconhecidos no *spread* soberano brasileiro.

### 3.3.2 A relação de equilíbrio de longo prazo

A Tabela 3.2, a seguir, apresenta o melhor modelo obtido em cada grupo de modelos testados (cada grupo com um diferente indicador envolvendo reservas e dívida).

Todos os coeficientes estimados possuem o sinal esperado, exceto o do IED12M/PIB e os das taxas de juros internacionais  $\ln\text{FFR}$ ,  $\ln\text{LIBOR6}$  e  $\ln\text{T10yr}$ .

O gráfico da Fig. 3.1 mostra que a relação entre as taxas de juros internacionais e o *spread* soberano brasileiro realmente parece ser negativa no período em análise.

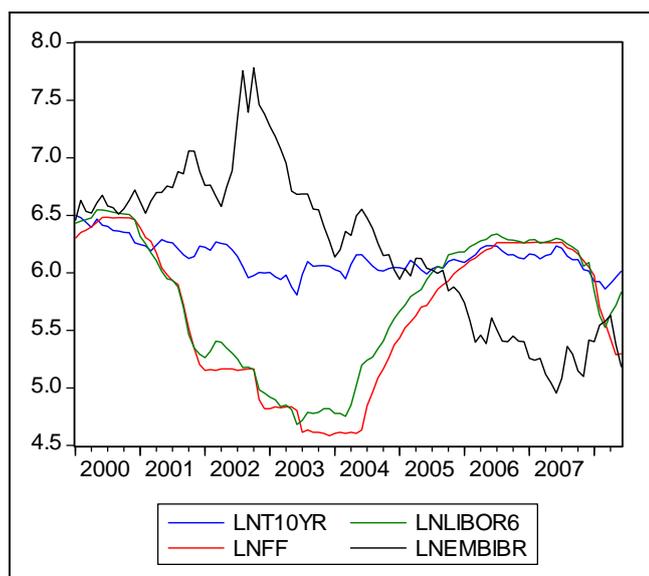


Figura 3.1: Comportamento do spread soberano em relação às taxas de juros internacionais

**Tabela 3.2: Melhores modelos estimados para a variável dependente lnEMBIBR**

Variável	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV	Modelo V
Intercepto	-13,708*** (1,9331)	-9,6146*** (2,9245)	-19,389*** (1,7813)	5,6097*** (0,9295)	ns
ln(Res/DTot)	-0,3915*** (0,0604)	-	-	-	-
ln(Reservas)	-	-0,3349*** (0,0520)	-	-	-
ln(Res/DECP)	-	-	ns	-	-
ln(SPM)	-	-	-	-0,7046*** (0,0608)	-
Dln(DPELiq/PIB)	-	-	-	-	ns
ln(DICP/DTot)	0,6425*** (0,1091)	0,7255*** (0,1060)	1,2451*** (0,0870)	ns	0,6351*** (0,1315)
ln(DPLiq/PIB)	3,3555*** (0,4191)	3,1273*** (0,5088)	4,4341*** (0,3565)	-	-
ln(CrescExp)	-0,1338*** (0,0287)	-0,1045*** (0,0253)	ns	ns	-0,0773* (0,0433)
ln(IPCAaa)	ns	ns	ns	-	0,1457* (0,0837)
ln(BP12M/PIB)	-	-	-	-0,1157** (0,0523)	-
ln(IED12M/PIB)	0,2712*** (0,0732)	0,3522*** (0,0699)	-	-	-
ln(CC12M/PIB)	-	-	-0,4222*** (0,0332)	-0,2714*** (0,0453)	-
ln(ResPri/PIB)	-0,2114** (0,1003)	ns	-	-	ns
ln(EMBIXBR)	-	-	-	-	0,7361*** (0,0714)
ln(T10yr)	ns	-	-	-	-
ln(LIBOR6)	ns	-0,1159** (0,0548)	-	-0,1263** (0,0586)	-0,2797*** (0,0538)
ln(FFR)	ns	-	-0,1612*** (0,0458)	-	-
ln(BAA)	1,1375*** (0,0880)	0,9928*** (0,1116)	1,0111*** (0,0944)	0,5811*** (0,1205)	0,1876** (0,0788)
DELEIÇÕES	ns	ns	ns	0,2978*** (0,0904)	0,4763*** (0,1451)
DBARBALHO	0,1337** (0,0630)	0,1612** (0,0652)	ns	0,1938** (0,0797)	0,2155** (0,0983)
DDIRCEU	0,1720*** (0,0584)	0,1198** (0,0600)	ns	ns	ns
DMENSALAO	0,1450** (0,0720)	0,1690** (0,0660)	0,2729*** (0,0610)	0,2904*** (0,0699)	ns
DPALOCCI	ns	ns	ns	ns	ns
R <sup>2</sup>	0,9679	0,9676	0,9620	0,9505	0,9245
SQR	1,4959	1,5143	1,7742	2,3117	3,5234
AIC	-1,1687	-1,1565	-1,0765	-0,7727	-0,3708
BIC	-0,8856	-0,8734	-0,8963	-0,5410	-0,1649

\*\*\* Significativos a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%; erros padrão entre parênteses

"-" = não participou do modelo, por apresentar alta correlação com alguma das variáveis incluídas

"ns" = participou do modelo e foi retirada, por apresentar coeficiente não-significativo ao nível de 10%

Para as demais variáveis, espera-se que indicadores de endividamento apresentem coeficiente positivo na explicação do *spread* soberano, o que é o caso de  $\ln(\text{DPELiQ}/\text{PIB})$ ,  $\ln(\text{DICP}/\text{DTot})$  e  $\ln(\text{DPLiQ}/\text{PIB})$ . Já os indicadores de capacidade de pagamento devem ter coeficiente negativo, pois tendem a diminuir o risco de *default*; as variáveis  $\ln(\text{Reservas})$ ,  $\ln(\text{Res}/\text{DTot})$ ,  $\ln(\text{Res}/\text{DECP})$ ,  $\ln(\text{BP12M}/\text{PIB})$ ,  $\ln(\text{CC12M}/\text{PIB})$  e  $\ln(\text{CrescExp})$  comportaram-se de acordo com a expectativa. A inflação, nos modelos em que foi significativa, também apresentou sinal positivo, de acordo com o esperado, pois sinaliza aumento da dívida indexada (a dívida interna de curto prazo), além de gerar perspectiva de aumento da taxa de juros, menor crescimento e possível instabilidade político-econômica. A variável *dummy* dPalocci teve coeficiente não-significativo ou negativo (inconsistente com seu possível efeito real) em todos os modelos.

Os modelos contendo a variável  $\ln(\text{SPM})$  em conjunto com os fundamentos apresentaram poder explicativo somente melhor do que os com  $\ln(\text{DPELiQ}/\text{PIB})$ . Além disso, foram estimados também modelos com o *rating* de crédito ( $\ln(\text{SPM})$ ) e sem os fundamentos macroeconômicos, cujo grau de ajuste ficou bem abaixo de todos os demais, sendo descartados das análises subsequentes.

### 3.3.3 O mecanismo de correção de erros

Supondo existência de cointegração, os modelos da Tabela 3.2 representam as relações de longo prazo entre as variáveis incluídas em cada um deles. Os testes de cointegração de Johansen (Apêndice F) rejeitaram a hipótese de não-cointegração, ao nível de 1% de significância, para todos esses modelos, exceto para o modelo IV.

Como não estamos estimando um VAR, e sim considerando a não existência de efeitos de retro-alimentação entre a variável dependente e as explicativas (testes de causalidade de Granger no Apêndice G), o modelo de curto prazo foi estimado através da metodologia de Engle-Granger (ver ENDERS, 1995). A dinâmica de curto prazo foi estimada através da especificação geral:

$$\Delta \ln embi_t = \alpha_0 + \rho z_{t-1} + \sum_{j=0}^m \alpha_{1j} \Delta \ln HY_{t-j} + \sum_{j=0}^n \alpha_{2j} \Delta \ln r_{t-j}^f + \sum_{j=0}^q \alpha_{3j} \Delta \ln X_{t-j} + \sum_{j=1}^w \alpha_{4j} \Delta \ln embi_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

onde  $z_{t-1}$  é o termo de correção de erro (resíduos defasados do modelo de longo prazo), e seu coeficiente  $\rho$  deve ter um valor entre 0 e -1, para que atue na correção do desvio anterior, levando a variável dependente de volta ao nível de equilíbrio de longo prazo.

A especificação de curto prazo (com  $m, n, q, w = 3$ ) foi estimada para os três melhores modelos da Tabela 3.2 (Modelos I, II e III), resultando nos coeficientes da Tabela 3.3.

**Tabela 3.3 Modelos de Correção de Erro para DinEMBIBR**

VARIÁVEL	Modelo I	Modelo II	Modelo III
$Z_{t-1}$	-0,5966*** (0,0930)	-0,5462*** (0,0920)	-0,3540*** (0,0882)
$D\ln(DICP/DTot)_t$	0,4798** (0,1948)	0,5229** (0,1994)	0,7886*** (0,2175)
$D\ln(DPLiq/PIB)_t$	3,4574*** (0,4854)	2,4626*** (0,6205)	3,8193*** (0,5253)
$D\ln(CrescExp)_{t-1}$	-	-0,1359** (0,0585)	-
$D\ln(CrescExp)_{t-2}$	-	0,0912* (0,0500)	-
$D\ln(ResPri/PIB)_t$	-0,3190*** (0,1051)	-	-
$D\ln(FFR)_t$	-	-	-0,2528* (0,1491)
$D\ln(FFR)_{t-3}$	-	-	0,3668** (0,1528)
$D\ln(BAA)_t$	0,7530*** (0,1946)	0,5556*** (0,1972)	0,6638*** (0,2000)
$D\ln(BAA)_{t-1}$	-0,4557** (0,1919)	ns	ns
$D\ln(EMBIBR)_{t-1}$	0,1797** (0,0790)	0,1967** (0,0916)	ns
$D\ln(EMBIBR)_{t-2}$	0,1942** (0,0783)	0,1268* (0,0708)	ns
$R^2$	0,5866	0,5876	0,4929
SQR	0,8036	0,8016	0,9856
AIC	-1,8143	-1,8167	-1,6391
BIC	-1,6046	-1,6070	-1,4809
Jarque-Bera (prob.)	0,8578 (0,6512)	4,1271 (0,1270)	4,4875 (0,1061)
Teste LM (prob.)	0,8491 (0,4707)	2,0143 (0,1177)	1,9620 (0,1254)
Teste White (prob.)	1,3324 (0,1982)	1,1915 (0,2925)	0,7597 (0,6894)

\*\*\* Coeficiente significativo a 1%, ou \*\* a 5%; erros padrão entre parênteses.

"-" = não participou do modelo.

"ns" = participou do modelo e foi retirada, por apresentar coeficiente não-significativo ao nível de 5%.

Para que os modelos de correção de erro obtidos sejam adequados, seus resíduos devem atender aos pressupostos teóricos do método de MQO: o termo de erro deve ser um ruído branco, ou seja, uma série de variáveis aleatórias independentes entre si (não autocorrelacionadas), com distribuição normal e variância constante (homocedásticas).

Para verificar a observância de tais condições, realizaram-se os testes de: Jarque-Bera (hipótese nula de resíduos normais), Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (hipótese nula de não-autocorrelação até  $n$  defasagens, com  $n=3$ ) e White Heteroskedasticity (hipótese nula de homocedasticidade). A probabilidade associada às estatísticas de teste indica rejeição da hipótese nula se for *menor* do que um dado nível de significância. Os resultados dos testes são mostrados na base da Tabela 3.3.

Os resíduos dos três modelos atendem a todos os pressupostos do método de MQO. Considerando as demais estatísticas de ajuste dos modelos estimados para o curto e longo prazo ( $R^2$ , SQR, AIC e BIC) e a não-causalidade entre o  $\ln(\text{EMBIBR})$  e as variáveis explicativas, o modelo II, contendo a variável  $\ln(\text{Reservas})$ , é o que melhor representa a relação entre o *spread* soberano do Brasil e as variáveis testadas, no período de jan/2000 a jun/2008.

### 3.3.4 Discussão dos resultados

O objetivo deste estudo foi investigar a influência das reservas internacionais sobre o custo de novas emissões da dívida externa, medido pelo *spread* soberano. Para tanto, foram utilizadas algumas medidas alternativas da liquidez proporcionada pelas reservas internacionais: nível absoluto das reservas, relação reservas/dívida total, reservas/dívida externa de curto prazo e dívida pública externa líquida/PIB (ou seja, dívida externa menos reservas). Controlou-se também para o efeito de outros fundamentos da economia brasileira; da aversão global ao risco, através do índice VIX e do *spread* do *Moody's BAA Corporate Bond Yield*; da liquidez internacional, medida pelas taxas de *Fed Funds*, LIBOR de 6 meses em US\$ e retorno dos *treasuries* de 10 anos; e crises políticas internas, representadas por variáveis *dummy*.

De acordo com o modelo teórico baseado em Rozada e Yeyati (2006), foram testadas diversas combinações das variáveis mencionadas para a explicação da variável dependente  $\ln(\text{EMBIBR})$ . Uma vez que os testes prévios de estacionariedade indicaram presença de raiz unitária em praticamente todas as variáveis do estudo, a variável estacionária  $\text{DPELiq/Exp}$  foi excluída, e  $\text{DPELiq/PIB}$  (integrada de ordem 2) foi utilizada em diferenças, gerando modelos apenas com variáveis integradas de ordem 1. A hipótese de cointegração foi posteriormente testada e aceita ao nível de 1% de significância nos cinco melhores modelos obtidos, validando-os como relações de longo prazo entre as variáveis em questão. Os respectivos modelos de correção de erro foram então estimados para os três melhores modelos de longo prazo, através da metodologia de Engle-Granger, obtendo-se resíduos i.i.n. em todos os casos.

#### *Importância das reservas internacionais*

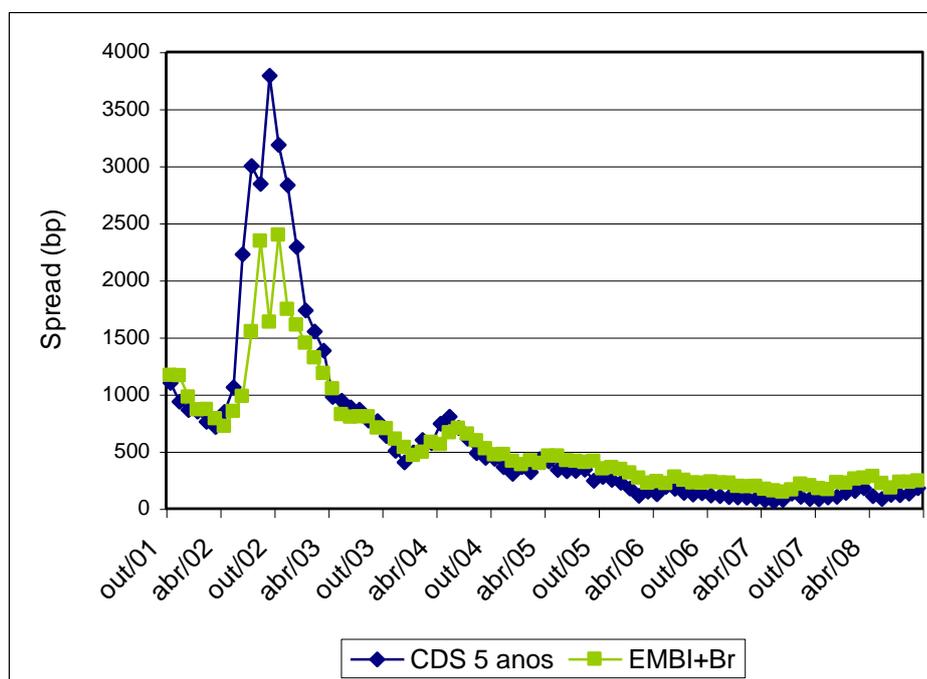
Considerando-se os demais critérios de ajuste e a não existência de efeitos de retroalimentação entre o *spread* soberano e as variáveis explicativas presentes no modelo, a melhor especificação dentre as testadas foi a que utilizou a variável Reservas, em detrimento das medidas alternativas incluindo a dívida pública (total, externa líquida ou externa de curto prazo).

Verifica-se, dessa forma, para o caso brasileiro no período estudado, não só a percepção dos bancos centrais (WILLIAMS, 2006), de que as reservas desempenham importante influência na credibilidade de um país devedor, mas também o benefício concreto do custo marginal decrescente da manutenção de reservas, devido à diminuição do *spread* soberano. Note-se que esse custo está mais relacionado ao nível de reservas do que às mudanças de *rating*, que forneceu modelos com menor poder explicativo. Esse resultado pode ser atribuído à menor frequência das variações de

*rating*, em contraste com as variações diárias do *spread*, em resposta às mudanças nas demais variáveis do estudo.

Cabe ressaltar que, nos últimos anos, o EMBI+Br vem perdendo seu papel de representatividade do risco-país, uma vez que os títulos mais líquidos que compunham o índice têm sido retirados do mercado desde 2005 (C-Bond e Global 40), via substituição ou resgate antecipado (programas de recompra do Tesouro Nacional). Assim, a menor liquidez dos títulos que compõem o índice atualmente faz com que sua resposta às condições do mercado não seja mais tão rápida como outrora, sendo um fator de potencial distorção na avaliação do risco percebido.

Com o desenvolvimento do mercado de derivativos de balcão (OTC – *over-the-counter*), um instrumento que vem assumindo o papel de medida da percepção de risco de um emissor por parte do mercado são os *Credit Default Swaps* (CDS), em que o detentor dos títulos paga a um terceiro por uma proteção contra o *default* do emissor. Quanto maior a percepção de risco de *default* do emissor dos títulos, maior o prêmio pago (em *basis points*) pela garantia do crédito. Para os títulos da dívida brasileira, os CDS com prazo de 5 anos são os que apresentam maior liquidez, com comportamento bastante correlacionado ao do EMBI+Br, como se pode observar na Fig. 3.2 abaixo. Pode-se também constatar o progressivo aumento da liquidez desses derivativos, pela diminuição da variabilidade de seu *spread* em relação ao do EMBI+Br, especialmente a partir de 2003.



Fonte: Bloomberg

**Figura 3.2: Relação entre o comportamento do *spread* soberano e dos CDS de 5 anos sobre títulos soberanos**

Para o presente estudo, a base de dados do CDS de 5 anos que se pode considerar como representativa do risco-país (a partir de 2003) reduziria muito o período de análise. Mas, para futuros estudos, recomenda-se o uso dessa medida de risco, em vez do *spread* soberano, a fim de evitar possíveis distorções devidas à baixa liquidez.

#### *Efeito negativo da liquidez internacional*

Outro resultado digno de nota foi a relação negativa entre o *spread* soberano brasileiro e as taxas de juros utilizadas como medidas de liquidez internacional. Essa possibilidade já era prevista, embora contrarie a teoria e a intuição, de que um aumento na liquidez (diminuição das taxas de juros livres de risco) ocasionaria maior fluxo de capitais para títulos de maior retorno, diminuindo o *spread* soberano de um país emergente. Essa hipótese tem sido refutada por diversos estudos empíricos, envolvendo diferentes métodos, taxas de juros, países e períodos de análise. Assim, não é plausível atribuir o resultado a erros de modelagem ou situações específicas e excepcionais.

Entre os estudos que não encontram a relação positiva pressuposta, podem-se citar Eichengreen e Mody (1998), Min (1998), Kamin e Kleist (1999), Nogués e Grandes (2001), Bone (2005), Rozada e Yeyati (2006) (sub-amostra para Brasil, Argentina e México, no período mais recente de 2000-2005) e Fracasso (2007). Uma possível explicação para a correlação negativa foi dada por Eichengreen e Mody (1998), com base no efeito causado pelas taxas de juros internacionais na oferta e na demanda por títulos externos de países emergentes. A visão tradicional estaria considerando apenas o lado da demanda, em que um aumento da taxa de juros livre de risco torna os títulos livres de risco (*treasuries*) mais atrativos em relação aos dos emergentes, causando um efeito-substituição de títulos de mercados emergentes por *treasuries*, e consequente aumento do *spread*. Os autores argumentam que outro mecanismo teria prevalecido naquela época (1998) – o da oferta: o aumento da taxa livre de risco, supondo o *spread* inicialmente inalterado, aumentaria o custo de emissão e diminuiria o valor de mercado de títulos de países emergentes, causando uma redução na oferta (tanto no mercado primário como secundário); esta provocaria aumento subsequente nos preços, atuando na redução do *spread*.

Outra explicação plausível, também compartilhada por Nogués e Grandes (1998) e Fracasso (2007), é a de que reduções das taxas de juros consideradas livres de risco estejam associadas a períodos de crise ou recessão internacional, em que os investidores preferem, mesmo com menores ganhos, a segurança dos títulos do tesouro americano (comportamento conhecido como “*flight-to-quality*”). O efeito-substituição previsto pela teoria ocorre, então, no sentido inverso, não em busca de menor preço ou maior retorno, e sim de menor risco. Nesse caso, o fator predominante relacionado às taxas de juros estudadas não é o do aumento da liquidez internacional, e sim o da aversão ao risco.

#### *Correção de desvios de curto prazo*

O coeficiente  $\rho$  estimado para o termo de correção de erro foi de  $-0,5462$ , para o período analisado da economia brasileira, indicando correção mensal em torno de 55% do desvio do mês anterior. Essa taxa de ajuste prevê correção de 55% do desvio no primeiro mês, 24,75 (55% do desvio remanescente) no segundo, 11,1% no seguinte, resultando em correção de mais de 95% do desvio em 4 meses. A previsão é condizente com o comportamento observado, por exemplo, no

período pré-eleitoral de 2002, em que o *spread* soberano brasileiro atingiu valores extremos entre junho e setembro, retornando ao patamar pré-crise já em janeiro de 2003 (4 a 6 meses depois). Para termos de comparação, o valor encontrado situa-se entre os estimados por Nogués e Grandes (2001) para a Argentina (-0.71) e por Rozada e Yeyati (2006) para dados em painel de México, Argentina e Brasil no período 2000-2005 (-0.17).

### 3.4 Conclusão

O melhor modelo de correção de erros obtido neste estudo evidencia a importância do nível absoluto das reservas internacionais no longo prazo, embora suas variações não expliquem as variações de curto prazo do EMBIBR. Por outro lado, os fatores que aparecem como significativos nos três modelos de curto prazo estimados são as variações de: DICP/DTot, DPLiq/PIB, CrescExp, ResPri/PIB e *spread* de títulos BAA (indicador de aversão ao risco no mercado internacional).

Somando-se a essa evidência o resultado dos testes de causalidade de Granger (Apêndice G), que indicam antecedência (e possível causalidade de fato) do  $\ln(\text{EMBIBR})$  em relação ao IPCAaa, DPELiq/PIB e Res/DTot, pode-se levantar a hipótese de um fator benéfico do nível de reservas internacionais, não simplesmente na elevação do *rating* e diminuição do *spread* soberano. Ao diminuir a dívida pública líquida, as reservas proporcionam maior credibilidade, que se traduz no maior *rating* de crédito e menor *spread* soberano. Esses possivelmente atuariam na diminuição da inflação e da taxa de juros, resultando em maior crescimento do PIB, aumento das exportações, maior *superávit* primário, subseqüentes diminuições na dívida pública (por menor necessidade de financiamento e menores juros pagos pelos títulos indexados), aumento das reservas, e assim por diante.

Nessa perspectiva, o acúmulo de reservas internacionais não seria o motor da credibilidade externa, que se traduz em *ratings* de crédito mais altos e menor custo de endividamento externo, mas apenas o catalisador de um cenário que favorece esses eventos. Resta investigar se:

- a) o custo de manutenção das reservas compensa seus benefícios concretos;
- b) uma vez acionado o mecanismo virtuoso de diminuição da dívida e aumento da credibilidade, seria possível uma diminuição gradativa no nível de reservas internacionais, de forma inócua para esse cenário.

Quanto ao fator DPELiq/PIB, que apresentou melhor poder explicativo do que as reservas no estudo sobre o *rating* soberano (Cap. 2), mas não para o *spread* soberano, acredita-se que a análise de sua relação (e de outros indicadores de dívida pública) com o *spread* soberano deva considerar a possível interdependência entre as duas variáveis, sendo necessário um modelo estrutural descrevendo os mecanismos de efeitos opostos:

- a) aumento da dívida pública causado pelo aumento no *spread* soberano, através do canal de transmissão de volatilidade cambial para a inflação (ALBUQUERQUE e PORTUGAL, 2006), reflexo posterior na taxa de juros via sistema de metas de inflação, e impacto dessas variáveis na dívida;

- b) diminuição da rolagem da dívida externa tanto pelo lado da oferta, devido ao aumento do custo de novas emissões, como pela possível retração na demanda, com o aumento do risco percebido.

Estudos futuros sobre o risco-país devem também considerar o uso do *spread* dos Credit Default Swaps (CDS) de 5 anos baseados em títulos soberanos brasileiros, no lugar do EMBI+Br, dada a crescente perda de liquidez dos títulos que compõem este índice.

## 4 LIQUIDITY-AT-RISK E O NÍVEL SEGURO DE RESERVAS INTERNACIONAIS

### Resumo

O objetivo deste trabalho foi avaliar a adequação do nível de reservas internacionais brasileiras através de um estudo de *Liquidity-at-Risk* (sugerido em Greenspan, 1999). A medida de liquidez adotada foi a razão de Guidotti (reservas/dívida externa de curto prazo), cujo valor desejável foi estipulado como acima de 1, no decorrer dos horizontes de tempo de 24, 36 ou 48 meses, com probabilidade de 99% (nível de significância de 1%). Para tanto, foram estimados modelos apropriados a cada variável envolvida na evolução das reservas internacionais e dívida externa de curto prazo, incluindo variáveis externas e um modelo macroeconômico para os fundamentos domésticos. Após, as equações de evolução das variáveis foram implementadas em um algoritmo, para simulação de suas trajetórias futuras. Diversos cenários alternativos foram testados, variando-se o volume inicial de reservas, percentual das dívidas externa e interna de curto prazo, meta de *superávit* primário, índice de aversão ao risco e taxas de juros americanas. Obteve-se a manutenção da liquidez (razão de Guidotti acima de 1) com 99% de confiança, em todos os horizontes de tempo estudados, para reservas internacionais iniciais acima de US\$105 bilhões. As evidências sugerem que a motivação das autoridades ao manterem um nível de reservas muito acima do necessário para garantir a liquidez não é puramente precaucionária. Hipóteses justificativas para tal prática incluem o efeito das reservas na credibilidade do governo e o ganho de flexibilidade para a execução da política fiscal.

**Palavras-chave:** *Liquidity-at-Risk*. Contas Externas. Reservas Internacionais. Dívida Externa. Simulação.

**JEL:** C14, C15, C22, C63, E58, F37, H63

### 4.1 Introdução

Desde o fim da II<sup>a</sup>. Guerra Mundial, o conceito de adequação das reservas internacionais de um país tem passado por diversas revisões, acompanhando a evolução do mercado financeiro global. A preocupação inicial nesse campo de estudos era estabelecer um nível mínimo adequado de reservas para fazer face a eventuais desequilíbrios no balanço de pagamentos. No decorrer dos anos, entretanto, os modelos baseados na visão precaucionária foram mudando seu enfoque original. Em vez de proteção contra a variabilidade inerente aos fluxos do balanço de pagamentos, as reservas internacionais passaram a ser consideradas como garantia de cumprimento dos compromissos externos do país em caso de fuga de capitais (*sudden stop*), motivada por crises financeiras ou de credibilidade.

A era da globalização financeira, iniciada na década de 90, foi marcada pela expansão do comércio e das transações internacionais, aumentando sensivelmente o risco de descasamentos entre entradas e saídas de moedas estrangeiras. Essa nova era foi acompanhada por sucessivas crises: México (1995), Ásia (1997), Rússia (1998), Turquia (1994 e 2001), Brasil (1999), Argentina (2002) – que abalaram os mercados financeiros e deram origem a uma vasta literatura, examinando suas causas e as possíveis estratégias protetoras por parte das autoridades monetárias dos países mais atingidos. Profundas mudanças têm ocorrido nas economias desses

países desde então, com o objetivo de diminuir sua vulnerabilidade e reconquistar a confiança dos investidores externos. Nos últimos 10 anos, houve trocas de regime de câmbio fixo para flutuante, adoção de sistemas de controle de inflação (regime de metas), políticas de incentivo às exportações e expressivo acúmulo de reservas internacionais.

Antes de 1990, a regra de bolso era de que as reservas em moeda estrangeira deveriam ser suficientes para cobrir 3 meses de importações. Após a sucessão de crises que se seguiu, os países industrializados permaneceram com reservas abaixo de 3 meses de importações, enquanto que os países em desenvolvimento (como um todo), em 2004, já apresentavam o suficiente para 8 meses. Embora muitos destes países tenham mudado para regimes de taxa de câmbio flutuante, o que naturalmente levaria a um cenário de menor necessidade de reservas para evitar ataques à moeda (EDWARDS, 1983), o nível de reservas em geral aumentou consideravelmente. As economias da Ásia oriental, em especial, acumularam nos primeiros anos do século XXI volumes outrora impensáveis de reservas internacionais<sup>5</sup>.

A discussão sobre a racionalidade do alto nível de reservas mantido por países em desenvolvimento, a despeito do custo de oportunidade percebido como maior do que os benefícios potenciais, tornou-se particularmente relevante para a economia brasileira a partir do início de 2007, quando o nível de reservas internacionais acumuladas pelo país começou a disparar. De uma posição que flutuou em torno de US\$ 50 bilhões durante o ano de 2004, as reservas brasileiras ultrapassaram os US\$ 200 bilhões em junho de 2008. Seu nível chegou a igualar 18 meses de importações durante o 2º. sem/2007, caindo para 14 meses até o final de 2008, com o crescimento das importações.

Argumenta-se que provavelmente já haja reservas mais do que suficientes para prevenir os danos à economia doméstica eventualmente causados por crises financeiras internacionais e, dado o alto custo da manutenção de reservas no Brasil, não seria justificável financeiramente continuar a acumulá-las. Já os defensores da continuidade dessa política comparam nossas reservas cambiais às de outros países em desenvolvimento (Coreia, Rússia, Índia e China, por exemplo), que possuem reservas absolutas ou relativas muito mais elevadas do que as brasileiras, obtendo bons resultados quanto ao crescimento econômico até meados de 2008. Garcia (2006) alerta, no entanto, que é necessário verificar que papel o acúmulo de reservas desempenha no modelo de desenvolvimento desses países, e se essa fórmula é viável e adequada ao caso brasileiro. A economia brasileira difere das asiáticas em vários aspectos: menores *superávits* em conta-corrente, menor poupança interna, menor investimento, juros mais elevados (que tornam caro o recurso a intervenções esterilizadas do Banco Central no mercado de câmbio) e menor cobertura das reservas em relação à dívida externa, gerando dúvidas sobre a existência de um excesso em relação ao nível precaucionário.

Na China, como argumenta Garcia (2006), os títulos emitidos para comprar reservas cambiais pagam juros inferiores aos recebidos pela aplicação das mesmas, enquanto que, no Brasil, os juros pagos pelos títulos emitidos na esterilização das intervenções de compra (taxa SELIC menos impostos) são historicamente muito superiores aos obtidos pelo investimento das reservas no mercado internacional. A conclusão de Garcia (2006) é que é pouco provável que

---

<sup>5</sup> No final de julho/2007, a China mantinha US\$ 1,3 trilhão, Taiwan, US\$ 200 bilhões, e Coreia do Sul, US\$ 145 bilhões.

países latino-americanos possam seguir o modelo dos países asiáticos, e que as intervenções esterilizadas no mercado de câmbio deveriam cessar quando fosse atingido um nível considerado adequado para prevenção contra choques externos.

Diversos modelos tentam definir o nível ótimo de reservas em termos de minimização de custos. O volume ótimo de reservas seria aquele em que sua produtividade marginal, incluindo estabilidade da taxa de câmbio, fatores de confiança, fatores de mitigação de risco, seguro contra fuga de capitais e benefícios similares, mais os juros ganhos sobre as mesmas, iguaissem a produtividade que os recursos reais teriam se fossem empregados de outra forma. Claramente, uma tentativa de quantificar esses custos e benefícios é desafiadora. Os estudos empíricos que tentaram avaliar o comportamento das reservas internacionais de diversos países segundo esse modelo obtiveram como resultado que a maioria dos países emergentes já se encontram muito acima do nível ótimo.

Pode-se argumentar que o objetivo principal da manutenção de reservas internacionais é evitar um *default* da dívida externa, cujos prejuízos para a credibilidade do país podem se refletir por décadas no custo de financiamento externo, provocando fuga de capitais, inflação, aumento da taxa de juros e perda de produto. Assim, o nível mínimo adequado é o que evita um *default* a qualquer custo. E a possibilidade de *default* não pode ser considerada apenas através do comportamento passado das reservas, mas sim pelas incertezas quanto à evolução das diversas variáveis que afetam as reservas e a dívida externa do país. Dada a imprevisibilidade de crises externas, temos que considerar a possibilidade de, a qualquer momento, enfrentarmos um *sudden stop*, com o governo tendo que utilizar as reservas para pagar a dívida externa total de curto prazo (pública e privada).

No segundo semestre de 2008, tivemos um exemplo de tal situação, quando eclodiu a crise bancária americana, relacionada a créditos “podres” do mercado imobiliário. Com o nervosismo e falta de liquidez do mercado internacional, houve retração nos fluxos de entrada de capital e pressão na taxa de câmbio R\$/US\$. O Banco Central do Brasil socorreu o mercado doméstico através de intervenções de venda de dólares e, em outubro/2008, pela criação de uma linha de crédito em dólares para exportadores brasileiros, ambas as medidas com recursos das reservas internacionais.

Nesse contexto, o presente trabalho tem como objetivos aprofundar a compreensão dos fatores que definem a demanda por reservas internacionais no Brasil e estimar o nível mínimo adequado para prevenir uma crise de credibilidade e possível *default* da dívida externa. A abordagem utilizada é uma análise de *Liquidity-at-Risk*, como sugerido por Greenspan (1999), onde o critério de liquidez é a razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (pública e privada) vincenda em 12 meses (conhecida como Razão de Guidotti). A probabilidade de a Razão de Guidotti ser menor do que 1 dentro de um determinado horizonte de tempo é a probabilidade de falta de liquidez, que será obtida através de simulações de Monte Carlo, após a modelagem do comportamento das diversas variáveis envolvidas.

Para tanto, o estudo foi organizado da seguinte forma: a seção 4.2, a seguir, apresenta as principais propostas e resultados encontrados na literatura sobre o tema; a seção 4.3 descreve a metodologia utilizada; a seção 4.4 apresenta e discute os resultados obtidos, e a seção 4.5 conclui.

## 4.2 Modelos e Conceitos Relevantes sobre Reservas

### 4.2.1 Evolução do conceito de adequação de reservas

Os primeiros modelos de demanda por reservas internacionais (KENEN e YUDIN, 1965; HELLER, 1966) basearam-se em conceitos de demanda precaucionária por moeda, posteriormente aperfeiçoados pela consideração da característica estocástica dos fluxos de entrada e saída de divisas (ARCHIBALD e RICHMOND, 1970). De acordo com o estudo de Edwards (1983), o nível adequado de reservas dependeria do regime de câmbio, se fixo ou flutuante. Em um regime de câmbio fixo, os requisitos de reservas são teoricamente maiores, já que o banco central intervém com frequência no mercado doméstico para manter a taxa de câmbio em um determinado patamar; em regimes de câmbio flutuante, haveria menor necessidade de reservas para controlar a taxa de câmbio. No entanto, esse trabalho foi realizado com países considerados desenvolvidos, e em um cenário internacional bastante diferente do atual. Grimes (1993) apontou a evidência contrária a essa hipótese: a maioria dos países emergentes que haviam adotado regimes de câmbio flutuante nas últimas décadas continuava acumulando reservas, alegando maiores incertezas dos fluxos de capital, provocadas pela crescente interdependência financeira. Isso foi atribuído ao fato de os bancos centrais de países emergentes com câmbio flutuante frequentemente intervirem para proteger a taxa de câmbio em momentos de maior turbulência, colocando as reservas internacionais sob pressão mesmo quando não há interrupções nos fluxos de capital.

Antes das crises que abalaram os mercados financeiros nos anos 90, a principal preocupação dos pesquisadores e autoridades de reservas era determinar o nível mínimo adequado como precaução contra desequilíbrios na balança comercial, aliados aos riscos de interrupção do fluxo de capitais. Portanto, uma das primeiras medidas utilizadas para o grau de segurança fornecido pelas reservas foi a razão *Reservas/Importações*, que indica por quanto tempo o país poderia continuar importando se todos os outros fluxos de entrada de moeda estrangeira fossem interrompidos.

Por muitos anos, o *guideline* de reservas equivalentes a 3 meses de importações foi usado como medida aceitável pelo FMI; mas em anos recentes, particularmente após a Crise Asiática, começou a ser questionado. A limitação dessa medida é focar apenas na conta corrente, que era a variável relevante antes da década de 90, quando os fluxos de capitais para países emergentes e em desenvolvimento eram mais restritos. Com a abertura da conta capital desses países e o enorme aumento nos fluxos de capital verificado na última década, essa visão ficou ultrapassada. Wijnholds e Kapteyn (2001) sustenta que a tradicional regra dos três meses de importações está obsoleta, e que a ênfase agora deveria ser na cobertura de possíveis fugas de capital do sistema bancário (reservas/M2) ou na possibilidade de interrupção do financiamento externo de curto prazo (reservas/dívida externa de curto prazo).

Segundo estudos do FMI e do Banco Mundial, a adequação das reservas no atual cenário deveria se basear em regras que focam nas vulnerabilidades da conta capital (WILLIAMS, 2006),

das quais a que mais se tem destacado nos últimos anos é a sustentabilidade da dívida de um governo. Alguns indicativos atualmente sugeridos para a capacidade de pagamento da dívida são:

- a) Reservas/Dívida de Curto Prazo (pública e privada) – capacidade de honrar as parcelas vincendas dentro de 1 ano, mesmo em caso de interrupção dos fluxos de entrada de capital;
- b) Serviço da Dívida/Exportações – tenta conectar recebimentos e pagamentos;
- c) Serviço da Dívida/PIB – embora altos níveis de crescimento do PIB não garantam maior disponibilidade de moeda estrangeira no país, a não ser que a estrutura produtiva esteja de tal forma voltada às exportações, que o crescimento do produto implique entrada de divisas.

#### 4.2.2 O nível ótimo de reservas

O modelo de *buffer stock* desenvolvido por Frenkel e Jovanovic (1981) tem sido o mais largamente usado até hoje na estimativa do nível de reservas que minimiza os custos totais envolvidos. Esse modelo está fundamentado em um balanço entre os custos de ajustamento macroeconômico em caso de crise e os custos de oportunidade da manutenção de ativos em moeda estrangeira em vez da moeda doméstica. O custo de ajustamento relaciona-se às políticas de ajuste, como elevação da taxa de juros ou controles cambiais, que são adotadas para combater uma crise do balanço de pagamentos e podem redundar em queda do produto interno. O custo de oportunidade refere-se às alternativas de investimento que poderiam ser realizadas se os recursos não fossem imobilizados na manutenção de reservas internacionais (LICHTBUER, 1994).

O modelo considera que a demanda por reservas segue um processo estocástico, dependente da variabilidade das transações internacionais, que seria uma estimativa para o custo de ajustamento. O nível ótimo de reservas é o que minimiza o valor presente da soma dos dois custos, que é positivamente relacionado à variabilidade das transações internacionais e negativamente relacionado à taxa de juros doméstica, considerada por Frenkel e Jovanovic (1981) como o custo de oportunidade.

Supondo que as reservas estão inicialmente no nível ótimo, e que o balanço de pagamentos está em equilíbrio (ou seja, seu valor em média é zero), chega-se à equação básica do modelo:

$$R_o = C^{1/2} \sigma_R^{1/2} r_R^{-1/4} \quad (4.1)$$

onde  $R_o$  é o nível adequado de reservas,  $C$  é um parâmetro específico para cada país,  $\sigma_R$  é a volatilidade das reservas e  $r_R$  é o custo de oportunidade. O modelo é estimado a partir da seguinte equação:

$$\ln R = b_0 + b_1 \ln \sigma_R + b_2 \ln r_R + u \quad (4.2)$$

sendo que os valores teóricos para  $b_1$  e  $b_2$  são de 0,5 e -0,25 respectivamente.

Na literatura que aplica o modelo de *buffer stock* à demanda por reservas, praticamente não há controvérsias sobre o custo de ajustamento. Ele é considerado proporcional à variabilidade

da demanda por reservas, medida pela variabilidade das oscilações da conta corrente, da demanda do mercado interno por moeda estrangeira ou das próprias reservas. A abordagem da variação do nível de reservas foi adotada em trabalhos como os de Salman e Salih (1999), para a Turquia, e Ramachandran (2004), para a Índia. Ambos utilizaram especificações GARCH, assumindo que a volatilidade da variação das reservas segue um processo heterocedástico. Özdemir (2004) adotou abordagem similar em seu estudo para as reservas ótimas da Turquia, considerando como custo evitado a perda de produto verificada em crises anteriores. A probabilidade de ocorrência de crise foi estimada como função do *spread* dos títulos soberanos em euros emitidos pela Turquia; na verdade, a probabilidade subjetiva percebida pelo mercado. Silva Jr e Silva (2004) e Silva Jr, Cajueiro e Yoneyama (2004) aplicaram o modelo de *buffer stock* às reservas brasileiras, adotando também modelos GARCH para a variabilidade do nível de reservas.

Jeanne e Rancière (2006) calcularam, para diversos países emergentes, a perda de produto média verificada em crises internacionais (como percentagem do PIB), e foram além, modelando a probabilidade real de ocorrência de crises. Utilizaram, para esse fim, um modelo de mudanças de regime de Markov. O estudo desenvolveu ainda uma estimativa de probabilidade endógena de crise, em função do nível de reservas de cada país.

O ponto crítico do modelo de *buffer stock* é encontrar uma medida apropriada para o custo de oportunidade. Ele é definido por Frenkel e Jovanovic (1981) como o “rendimento social alternativo” da aplicação das reservas. Devido à dificuldade de se quantificar esse rendimento, a ótica adotada pela maioria dos autores é a do custo de financiamento das reservas, ou seja, a diferença entre a taxa de juros paga na obtenção dos recursos e o rendimento auferido pelo seu investimento no mercado internacional. A maior parte dos estudos considera apenas uma das fontes de financiamento (interna ou externa), quando realizam estimativas em *cross-section* ou em painel para diversos países.

No caso do Brasil, as duas formas de financiamento coexistem, o que é levado em conta no trabalho de Silva Jr e Silva (2004). Os autores incluem tanto a taxa de juros doméstica quanto o *spread* do *C-Bond* (*proxy* para o custo de financiamento externo) no modelo de regressão para a demanda ótima por reservas. Já Silva Jr, Cajueiro e Yoneyama (2004) utiliza apenas o risco-país como medida do custo de oportunidade. Esse custo de financiamento é geralmente considerado exógeno e, em muitos casos, fixo. Na realidade, ele é variável, dependendo da origem do incremento nas reservas a cada período e, provavelmente, do próprio nível de reservas. Assim, se for verificado que, para o caso do Brasil, o nível de reservas ou algum indicativo de liquidez relacionado é um fator determinante do risco-país, então o custo de oportunidade das reservas deve ser modelado como endógeno.

### 4.2.3 Outras abordagens de otimização

Modelos mais complexos de determinação do nível ótimo de reservas foram propostos por Bar-Ilan, Marion e Perry (2004) e Jeanne e Rancière (2006). Bar-Ilan, Marion e Perry (2004) propõe um modelo chamado de *Drift Control* (controle de tendência), sugerindo que o Banco

Central tenha quatro variáveis de decisão: os níveis mínimo e máximo de reservas e as taxas de acréscimo e decréscimo das mesmas. Jeanne e Rancière (2006), por sua vez, desenvolve um modelo de otimização intertemporal e aplica-o a um estudo do BIS para diversos países em desenvolvimento. Ambos os modelos são bem mais complexos do que o de *buffer stock*, exigindo a adoção de pressupostos simplificadoros para permitir sua implementação prática. Não foram utilizados em trabalhos de outros pesquisadores, provavelmente devido à sua complexidade.

Rodrik (2006) comparou os custos e benefícios das reservas para um grupo de países emergentes, considerando como reservas realmente precaucionárias as que atendem à regra dos 3 meses de importações e calculando o custo apenas das reservas excedentes em relação a esse nível mínimo de segurança. Seu estudo tomou o custo como constante e igual ao *spread* soberano, e o benefício como a perda média evitada de uma crise, em termos de PIB. A conclusão foi de que o nível de reservas mantido pelos países emergentes na época não representava um preço elevado demais, se visto como um prêmio de seguro contra crises. Resultados similares foram obtidos por García e Soto (2004) e Jeanne e Rancière (2006).

#### **4.2.4 A regra de Guidotti-Greenspan e a *Liquidity-at-Risk***

De forma geral, o maior interesse dos investidores externos e agências de *rating* recai sobre o componente externo da dívida, embora instituições financeiras internacionais, como o FMI, estejam também preocupadas com o ônus da dívida pública global e sua sustentabilidade (WILLIAMS, 2006). E apesar de a dívida pública ter sido tradicionalmente a consideração principal, com a crescente globalização dos fluxos privados de capitais, os bancos centrais podem indiretamente ser postos sob pressão em momentos de crise, para fornecer a moeda estrangeira necessária ao cumprimento do serviço da dívida externa do setor privado<sup>6</sup>. Assim, uma nova abordagem é considerar as reservas internacionais como fator de garantia das dívidas pública e privada de curto prazo.

A preocupação mais recente com a cobertura da dívida de curto prazo se traduziu na regra sugerida pelo ex-vice-Ministro das Finanças da Argentina, Pablo Guidotti, e ratificada por Greenspan (1999): os dois sugerem que, para economias emergentes, o nível de reservas seguro deve ser maior do que os pagamentos da dívida em moeda estrangeira nos 12 meses seguintes. Essa regra pressupõe ausência de rolagem da dívida durante um ano, o que é plausível na eventualidade de uma crise interna, ou por contágio externo, quando o custo de rolagem se torna proibitivo. O FMI apoiou a sugestão, frisando ainda que esse seria um nível mínimo adequado, podendo ser necessária uma cobertura maior, dependendo das condições específicas do país.

Segundo Alan Greenspan (1999), a abordagem mais adequada hoje em dia para a adequação das reservas passaria pela modelagem dos níveis de entradas e saídas de capital, calculando-se a posição de liquidez do país em termos de variáveis relevantes, como taxas de câmbio, preços de *commodities*, e *spreads* de crédito. A partir dessa posição, seriam estimadas as

---

<sup>6</sup> A crise do mercado hipotecário americano, agravada no 3º trimestre de 2008, por exemplo, provocou uma retração de crédito externo aos exportadores brasileiros, fazendo com que o BCB oferecesse uma linha especial de crédito para esse setor, em torno de US\$20 bilhões, com recursos das reservas internacionais.

probabilidades de diferentes resultados; ele sugere uma regra baseada na probabilidade aceitável de falta de liquidez em um dado horizonte de tempo, numa espécie de “*Liquidity-at-Risk*”.

Proposta semelhante foi feita pelo FMI para medir a segurança oferecida pelo nível de reservas em relação à dívida de curto prazo, com a realização de testes de *stress* do balanço de pagamentos em diferentes cenários. Por exemplo, uma razão de 1 para as reservas/dívida de curto prazo é um teste de *stress* simples para a falta de acesso aos mercados internacionais por um único ano, e representa um ponto de partida para testes mais complexos (com diferentes cenários para cada tipo de fluxo de capital, sejam investimentos estrangeiros diretos, créditos comerciais ou de carteiras de investimento, risco de fuga de capitais e necessidade de financiar um déficit em conta corrente). O FMI sugere também que os testes incorporem as variações históricas máximas como base para choques futuros em cada fluxo do balanço de pagamentos, já que, quando se trata de crises, o passado não tem sido um bom preditor do futuro; ressalta ainda que a precisão na modelagem dos fluxos é de grande importância para se obter uma estimativa realista da adequação das reservas. Silva Jr e Silva (2004), após estimar a demanda por reservas no Brasil através do modelo de *buffer stock*, aponta a fraqueza do uso apenas de dados históricos, cujo comportamento pode mudar no futuro; os autores sugerem para trabalhos posteriores o uso de estimativas *forward looking*, com simulações e testes de *stress*.

#### 4.2.5 A endogeneidade do custo das reservas

A lógica pela qual a probabilidade de haver fundos disponíveis no futuro influencia a percepção de risco por parte dos investidores e, conseqüentemente, o custo da dívida, é a proposta pelo modelo simplificado de Romer (2001) para crises de dívida autorrealizáveis. O autor apresenta um modelo com dois períodos, em que, a cada período, o governo possui uma dívida  $D$ , que ele quer que os investidores mantenham por mais um período, oferecendo uma taxa de juros real  $I$ . Considera-se a receita de impostos  $T$  como os fundos disponíveis para pagar a dívida vincenda no período seguinte. Se  $T$  exceder o montante  $T > (1 + I)D$ , o governo paga os credores; se  $T < (1 + I)D$ , o governo não os paga.  $T$  é considerada uma variável estocástica, com função de probabilidade  $F(\cdot)$ , contínua. Pode-se pensar em  $D$  também como a soma da dívida anteriormente emitida, mais qualquer nova dívida que o governo queira emitir.

##### *Condições de Equilíbrio*

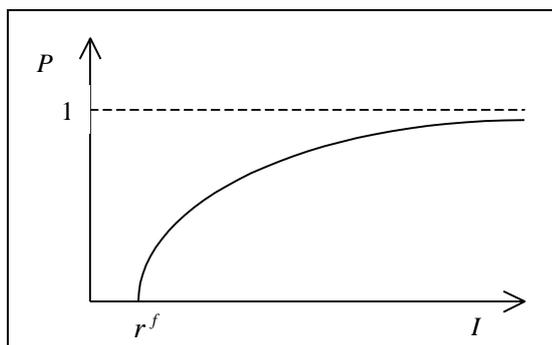
Romer (2001) usa a simplificação de que o *default* é tudo-ou-nada: se  $T < (1 + I)D$ , o governo repudia inteiramente a dívida. Além disso, adota as hipóteses de que os investidores são neutros ao risco, e a taxa de juros livre de risco,  $r^f$ , é independente de  $I$  e  $D$ .

O equilíbrio do modelo é descrito por duas equações:

a) Uma vez que os investidores são neutros ao risco, o retorno esperado de possuir títulos do governo deve igualar o retorno livre de risco,  $r^f$ . A dívida do governo paga  $I$ , com probabilidade  $(1 - P)$ , ou zero, com probabilidade  $P$ . Assim, o equilíbrio requer:

$$1 + r^f = (1 - P)(1 + I) \quad \therefore \quad (1 - P) = (1 + r^f)/(1 + I) \quad \therefore \quad P = (1 - r^f)/(1 + I) \quad (4.3)$$

Quando é certo que o governo pagará ( $P = 0$ ),  $I = r^f$ . À medida que a probabilidade de *default* aumenta, a taxa de juros do governo deve oferecer aumentos; assim, a curva tem inclinação crescente. Finalmente,  $I$  se aproxima de infinito quando  $P \rightarrow 1$ .

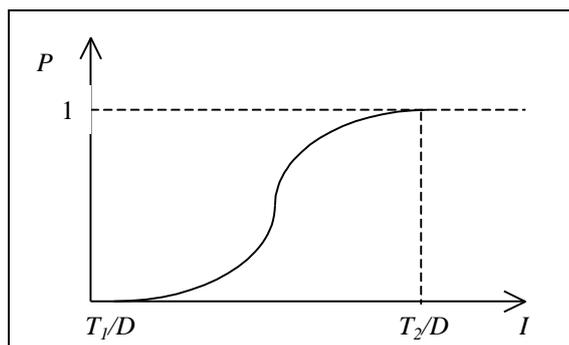


**Figura 4.1: Probabilidade de *default* percebida pelo mercado, em função dos juros da dívida.**

b) A segunda condição de equilíbrio considera a probabilidade de ocorrência de *default* em função da relação entre os fundos disponíveis e o montante da dívida. Assumindo que o governo não pagará a dívida se e somente se  $T < (1 + I)D$ , a probabilidade de *default* é a probabilidade de  $T < (1 + I)D$ . Sendo  $F(\cdot)$  a função distribuição de  $T$ , pode-se escrever essa condição como:

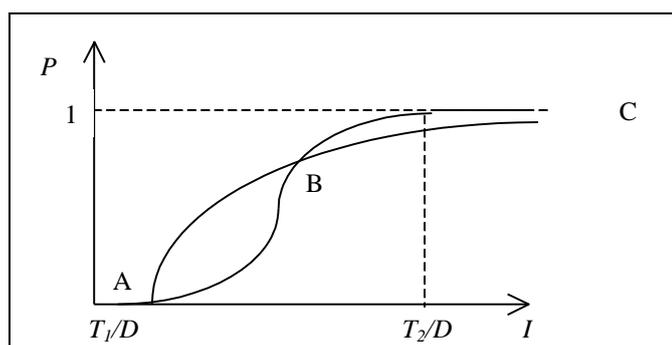
$$P = F[(1 + I)D] \quad (4.4)$$

O conjunto de pontos que satisfazem essa condição é plotado na Figura 4.2 a seguir. Se existirem valores mínimos ou máximos possíveis para  $T$ ,  $T_1$  e  $T_2$ , a probabilidade de *default* é zero para  $(1 + I) < (T_1 / D)$  e 1 para  $(1 + I) > (T_2 / D)$ . Se a função densidade  $F(\cdot)$  tiver formato de sino, a função distribuição tem a forma de S mostrada na Figura 4.2 a seguir:



**Figura 4.2: Probabilidade real de *default*, em função da variabilidade dos fundos disponíveis.**

Um equilíbrio do modelo ocorre num ponto em que as duas condições descritas são satisfeitas. Nesse ponto, a taxa de juros oferecida pelo governo sobre sua dívida torna os investidores dispostos a manter seus títulos, dada a probabilidade de *default*.



**Figura 4.3: Equilíbrios possíveis para o modelo, na intersecção entre as duas curvas.**

De acordo com o formato das curvas implicadas pelas duas condições, podem existir zero, um ou múltiplos equilíbrios. No caso ilustrado, existem os equilíbrios A, B e C; A pode ser considerado o “bom” equilíbrio (estável, a uma taxa de juros menor) e B é o “mau” (instável, a uma taxa de juros mais alta); C ocorre quando, no equilíbrio B, um pequeno desvio positivo na probabilidade de *default* provoca aumento da taxa de juros exigida pelo mercado, que aumenta a probabilidade de *default*, e assim por diante, até que  $P \rightarrow 1$  e  $I \rightarrow \infty$ .<sup>7</sup>

#### Análise do Modelo

Aumentos na taxa de juros livre de risco  $r^f$  diminuem a atratividade relativa dos títulos do governo em questão. Isso move a curva  $P = (1 - r^f)/(1 + I)$  para a direita, implicando que as

<sup>7</sup> Pode-se estender facilmente o modelo para o caso em que o governo paga parcialmente a dívida quando  $T < (1 + I)D$ . (Romer, 2001, p. 578)

taxas de juros oferecidas pelo governo devem ser maiores para cada nível de risco. Aumentos na dívida  $D$  mudam a curva  $P = F[(1+I)D]$  para a esquerda, pois aumentam a probabilidade de *default*. Para múltiplos períodos, o modelo se torna bem mais complexo, pois à medida que se aumenta o número de períodos, cresce a importância das crenças sobre o comportamento futuro do governo e do mercado, em detrimento dos fundamentos macroeconômicos.

#### 4.2.6 Previsão da liquidez futura

Em recentes trabalhos econométricos, verificou-se a necessidade de utilizar simulações para avaliar a possível evolução das variáveis macroeconômicas que afetam a dívida pública (GIAVAZZI e MISSALE, 2004; GARCIA e RIGOBON, 2004; SILVA JR, CAJUEIRO e YONEYAMA, 2004). A partir da preocupação em avaliar a sustentabilidade da dívida pública, os pesquisadores mencionados adotaram uma abordagem de gerenciamento de risco, com base na metodologia de *Value at Risk* utilizada para carteiras de investimentos. Analogamente, a dívida pública foi considerada como um “portfólio de passivos”, cujo ônus futuro depende de sua composição em termos de tipo de indexação dos instrumentos. Enquanto que, para uma carteira de investimentos, o risco que se deseja avaliar é o de ter retornos negativos, no caso da dívida, é o risco de os juros acumulados acabarem tornando-a insustentável em relação à capacidade de pagamento (trajetória explosiva da razão dívida/PIB). Os títulos da dívida pública brasileira dividem-se em prefixados e indexados à taxa de juros, à inflação e à taxa de câmbio. A previsão do ônus da dívida passa, então, pela estimativa do possível comportamento futuro das variáveis indexadoras.

Em um estudo para o caso brasileiro, Garcia e Rigobon (2004) estimaram um vetor autorregressivo (VAR), a fim de determinar a matriz de covariância das variáveis de interesse<sup>8</sup>. A partir de valores iniciais e das covariâncias estimadas, realizaram simulações de Monte Carlo, gerando um grande número de possíveis trajetórias para os indexadores da dívida em um horizonte de 30 meses. A razão dívida/PIB foi calculada a cada mês, para todas as trajetórias simuladas, obtendo-se a probabilidade de seu valor ultrapassar determinados limites.

Silva Jr, Cajueiro e Yoneyama (2004) partiram da mesma ideia, estimando, entretanto, um modelo macroeconômico simplificado com variâncias heterocedásticas, ao invés de um VAR, para simular posteriormente as trajetórias dos indexadores e da razão dívida/PIB em 60 meses. Além disso, realizaram simulações para diversos cenários, variando a composição inicial da dívida, o *superávit* primário e a taxa de crescimento do PIB (os dois últimos assumidos como exógenos e fixos, nesse caso) e computando as respectivas distribuições de probabilidade para o quociente da dívida em cada cenário; a partir dessas distribuições, obtiveram a probabilidade de a razão dívida/PIB ultrapassar 75% (nível considerado crítico) em função do percentual da dívida indexada ao câmbio, para várias combinações de *superávit* primário e taxa de crescimento do PIB.

A metodologia sugerida por Greenspan (1999) e pelo FMI (WILLIAMS, 2006) para estimar a sustentabilidade da posição de liquidez de um país, medida pela Razão de Guidotti (reservas/dívida

<sup>8</sup> Taxa de juros real, taxa de crescimento do PIB, déficit primário, choques na dívida (esqueletos e privatizações), variação da taxa de câmbio e inflação nominal (IPCA).

externa de curto prazo), é similar às descritas acima. O processo envolveria a modelagem do comportamento e simulação de possíveis trajetórias para diversas variáveis que afetam as reservas internacionais e a dívida pública, calculando-se a probabilidade de a liquidez se manter acima de um nível estipulado, em um dado horizonte de tempo<sup>9</sup>. Não foram encontrados na literatura trabalhos que adotem essa abordagem para a estimativa de um nível adequado de reservas. Williams (2006) afirma que, até então, a sugestão não havia sido implementada.

### 4.3 Metodologia

A abordagem proposta consiste de um estudo de simulação da trajetória da Razão de Guidotti (reservas internacionais sobre dívida externa de curto prazo, por vencimento residual), com o cálculo da probabilidade de seu valor ser inferior a 1 dentro de um determinado horizonte de tempo. Para tanto, modela-se previamente o comportamento das variáveis domésticas e externas que impactam as reservas internacionais e a dívida externa de curto prazo e simulam-se suas possíveis trajetórias, através da implementação dos modelos estimados em um algoritmo de simulação compatível com o *software R 2.8.0*.

Além da obtenção da trajetória e probabilidades para a Razão de Guidotti em função das condições iniciais reais, foram testados diversos cenários alternativos, a fim de avaliar o impacto do nível inicial de reservas, política fiscal, perfil de endividamento e variáveis externas sobre a *Liquidity-at-Risk*.

#### 4.3.1 Adaptação do modelo de crise autorrealizável de Romer

O modelo de crise autorrealizável apresentado por Romer (2001), apesar de bastante simplificado, forneceu a base conceitual e lógica para o desenvolvimento adotado neste trabalho. A consideração de que a taxa livre de risco  $r^f$  é independente do nível da dívida do governo emissor e respectiva taxa de juros é plenamente aceitável no caso do Brasil. Na denominação de livros-texto<sup>10</sup>, o país pode ser considerado uma “pequena economia aberta”, cuja taxa de juros e nível de dívida não influenciam a taxa de juros do “resto do mundo”. A taxa livre de risco pode ser considerada a taxa básica da economia americana. O pressuposto de *default* total também é aceitável na prática, pois os danos em termos de credibilidade, e consequentes perdas reais na economia, não diferem substancialmente em caso de *default* parcial ou total.

---

<sup>9</sup> Greenspan batizou a metodologia sugerida como “*Liquidity-at-Risk*”, em analogia ao conceito de *Value at Risk* – a perda máxima de uma carteira de investimento em um dado horizonte de tempo, com uma determinada probabilidade (95-99%, usualmente).

<sup>10</sup> Obstfeld e Rogoff (1996), por exemplo.

As adaptações do modelo pertinentes ao caso brasileiro são as seguintes:

- a) a cada período, existe apenas uma parcela da dívida vencendo, e não a dívida total; pode-se considerar que a maior preocupação do investidor recai sobre a dívida de curto prazo;
- b) a taxa de juros efetiva de novas emissões não é a oferecida pelo governo, mas a determinada pelo mercado; depende da percepção de risco de *default* dos investidores e da conjuntura econômica internacional;
- c) os fundos disponíveis para o pagamento da parcela vincenda da dívida externa não consistem da receita de impostos, mas sim das reservas internacionais disponíveis no período anterior, ajustadas ao valor de mercado, mais o saldo do balanço de pagamentos no período; a probabilidade de esses fundos serem menores do que a dívida externa de curto prazo fornece uma medida do risco real de *default*, seja por razões internas ou externas.

Dessa forma, supõe-se que a probabilidade de *default* percebida pelo mercado é endógena e se traduz no *spread* de juros da dívida soberana (conforme modelado no Cap. 3). Os níveis de reservas internacionais, dívida externa e fluxos comerciais são decorrentes da evolução de variáveis macroeconômicas internas e externas, e a probabilidade real de *default* dentro de um determinado horizonte de tempo pode ser estimada através da simulação da evolução da razão reservas/dívida externa de curto prazo. Outra hipótese adotada é a de que a alternativa do *default* é política e economicamente inaceitável para um país inserido no mercado internacional, desejando-se evitá-la com elevado grau de certeza (99%).

Assim, estimou-se a probabilidade de um dado nível inicial de reservas manter-se dentro de um patamar considerado adequado (ou seja, acima da dívida externa de curto prazo), dentro de um horizonte de tempo de 1, 2 ou 3 anos, considerando-se a natureza estocástica das variáveis macroeconômicas envolvidas. A proposta segue a sugestão de Greenspan (1999), ratificada pelo FMI e pelo BIS (WILLIAMS, 2006), da necessidade de simulações e testes de *stress* para avaliar a robustez de um nível de liquidez considerado seguro.

Inicialmente, não se fazem considerações sobre a possibilidade de diminuir a dívida inicial ou alterar seu perfil de vencimentos ou indexação. A atenção recai apenas sobre o nível adequado de reservas no decorrer do tempo, considerando que a autoridade fiscal mantenha as tendências constatadas na amostra. Após, a simulação foi repetida para diferentes cenários, testando-se o impacto de mudanças na política fiscal (meta de *superávit* primário e perfil de endividamento) sobre o nível de reservas internacionais requerido para que a probabilidade de a Razão de Guidotti ser menor do que 1 permaneça abaixo de 1% no decorrer dos horizontes de tempo testados.

#### **4.3.2 Evolução das reservas internacionais**

Conforme demonstrado nos boletins mensais do Banco Central do Brasil (BCB)<sup>11</sup>, o nível de reservas internacionais da autoridade monetária varia com o resultado do Balanço de Pagamentos

---

<sup>11</sup> Disponíveis no endereço <http://www.bcb.gov.br/?BOLETIMHIST>

(BP) do país, mais a variação do valor de mercado dos ativos em que estão investidas (que não constitui entrada ou saída de recursos, por isso não faz parte do balanço de pagamentos).

Dessa forma, a variação mensal nas reservas internacionais pode ser representada por:

$$\Delta R_t = BP_t + \Delta mkt_t \quad (4.5)$$

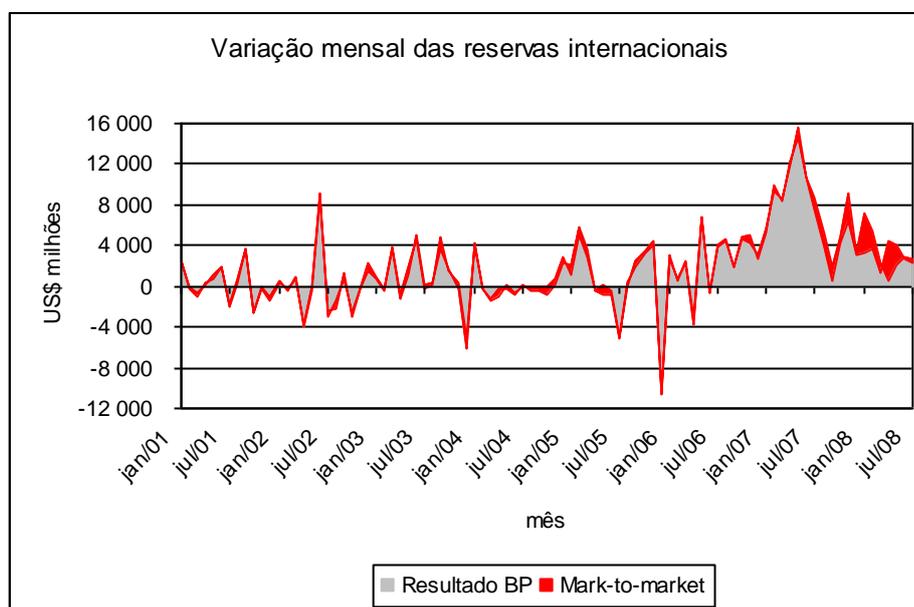
onde  $R_t$  é o nível de reservas em dólares;

$BP_t$  é o resultado do balanço de pagamentos;

$\Delta mkt_t$  é a variação do valor de mercado (*mark-to-market*) dos ativos de reserva.

#### 4.3.2.1 Ajuste ao valor de mercado – *mark-to-market*

A Figura 4.4, a seguir, mostra a participação do *mark-to-market* na variação total das reservas internacionais. Embora possa ser considerado desprezível no início da amostra, sua importância parece ter crescido no período mais recente, a partir de 2007, o que tornou necessária a modelagem de seu comportamento.



**Figura 4.4: Participação do *mark-to-market* na variação total das reservas internacionais.**

Conforme descrito nos Boletins Mensais do BP publicados pelo BCB, a reavaliação dos ativos de reserva a valor de mercado “compreende ajustes referentes à variação da paridade das moedas que compõem os haveres e obrigações de reservas, flutuações no preço do ouro e, a partir de novembro de 2000, variações nos preços dos títulos e reclassificações, quando ocorrerem.”

Ou seja, a rigor,

$$\Delta mkt_t = [\varphi_M(t) + \omega_O \Delta p_{O_t} + \omega_T \Delta p_{T_t}] R_{t-1} \quad (4.6)$$

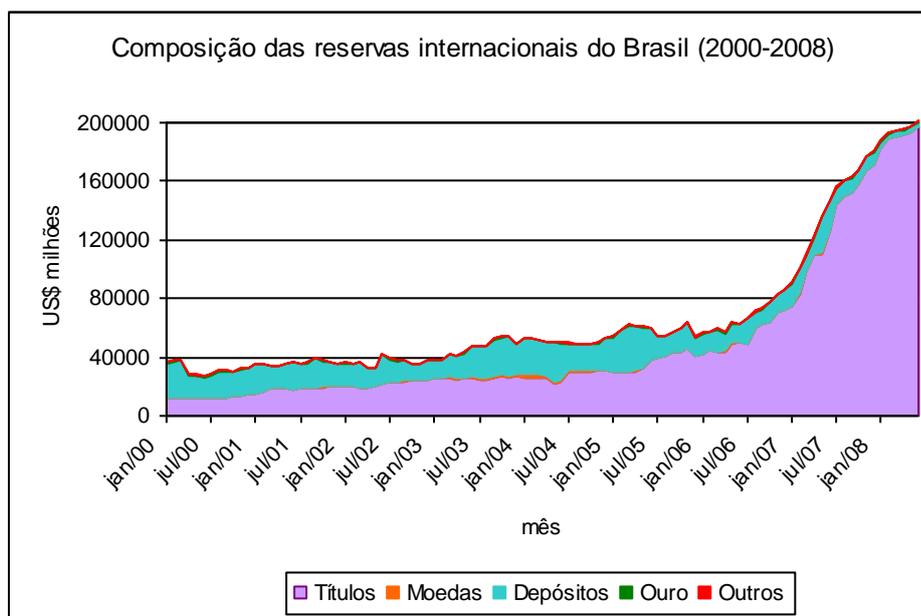
onde

$\varphi_M(t)$  é uma função que reajusta o montante de reservas em cada moeda para o novo valor em dólares no período  $t$ ;

$\Delta p_{O_t}$  é a variação mensal do preço do ouro;

$\Delta p_{T_t}$  é a variação mensal nos preços dos títulos de renda fixa em que as reservas estão investidas.

Na Figura 4.5, vê-se que a composição das reservas internacionais, em termos de tipo de ativos, tem-se alterado substancialmente no decorrer do período em estudo, com aumento expressivo da parcela investida em títulos de renda fixa, em detrimento dos demais ativos.



**Figura 4.5: Participação de cada ativo no total das reservas internacionais no período 2000-2008.**



**Figura 4.6: Participação do ouro no *mark-to-market* total das reservas internacionais.**

O gráfico da Figura 4.6 mostra que a participação mensal da variação do preço do ouro em relação ao *mark-to-market* total das reservas é insignificante e, portanto, essa parcela foi incluída no termo de erro aleatório, assim como o ajuste de paridade de moedas. Considerando que os preços dos títulos de renda fixa sofrem influência da taxa de juros americana e da aversão internacional ao risco, a equação (4.6) foi modelada como segue:

$$100[(1 + \Delta mkt_t / R_{t-1})^{12} - 1] = (\lambda_1 \Delta r_t^{US} + \lambda_2 \Delta BAA_t) \omega_T + \varepsilon_{MKT,t} \quad (4.7)$$

onde o lado esquerdo da equação é a taxa %a.a. de variação do valor de mercado das reservas;

$r_t^{US}$  é a taxa básica de juros da economia americana, a taxa de *Fed Funds*;

$BAA_t$  é o *spread* do índice Moody's BAA em relação aos *treasuries* de 10 anos, usado como medida da aversão ao risco, decorrente das condições do mercado financeiro internacional.

#### 4.3.2.2 Balanço de pagamentos

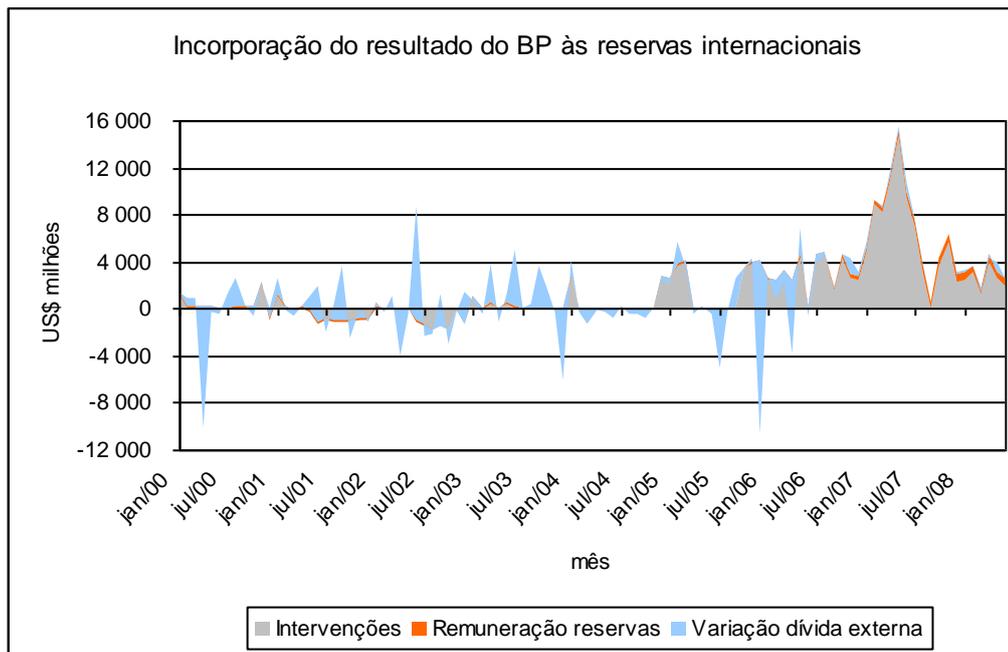
O resultado do balanço de pagamentos é incorporado às reservas de três formas:

$$BP_t = r_t^R R_{t-1} + [DExt_t - (1 + I_t^{ext}) DExt_{t-1}] + Interv_t \quad (4.8)$$

onde  $r_t^R$  é a taxa de remuneração mensal das reservas (juros recebidos);

$[DExt_t - (1 + I_t^{ext}) DExt_{t-1}]$  é a variação líquida da dívida externa;

$Interv_t$  é a moeda estrangeira comprada ou vendida pelo Banco Central no mercado interno; assume valores positivos quando o BCB compra dólares, e negativos, quando os vende.



**Figura 4.7: Incorporação do BP às reservas internacionais do Brasil entre jan/2000-jun/2008.**

A taxa de juros recebida pelo investimento das reservas internacionais depende dos ativos em que estão investidas e das taxas de juros externas. Como vimos na Figura 4.5, os ativos predominantes nos últimos anos têm sido títulos de renda fixa e depósitos a prazo fixo. Assim, estimou-se o retorno mensal das reservas através de:

$$r_t^R = \lambda_3 + \lambda_4 r_{t-q}^R + \lambda_5 r_{t-i}^{US} \omega_D + \lambda_6 r_{t-j}^{LP} \omega_T + \varepsilon_{RES,t} \quad (4.9)$$

onde  $r_{t-i}^{US}$  é a taxa de *Fed Funds* com defasagem  $i$  (determinada empiricamente), representando a taxa média de contratação dos depósitos vencidos no mês;

$r_{t-j}^{LP}$  é uma taxa de juros de longo prazo (retorno dos *treasuries* de 10 anos, por exemplo) com defasagem  $j$  (determinada empiricamente), representando a taxa de juros média recebida a cada mês pelos títulos de renda fixa em carteira;

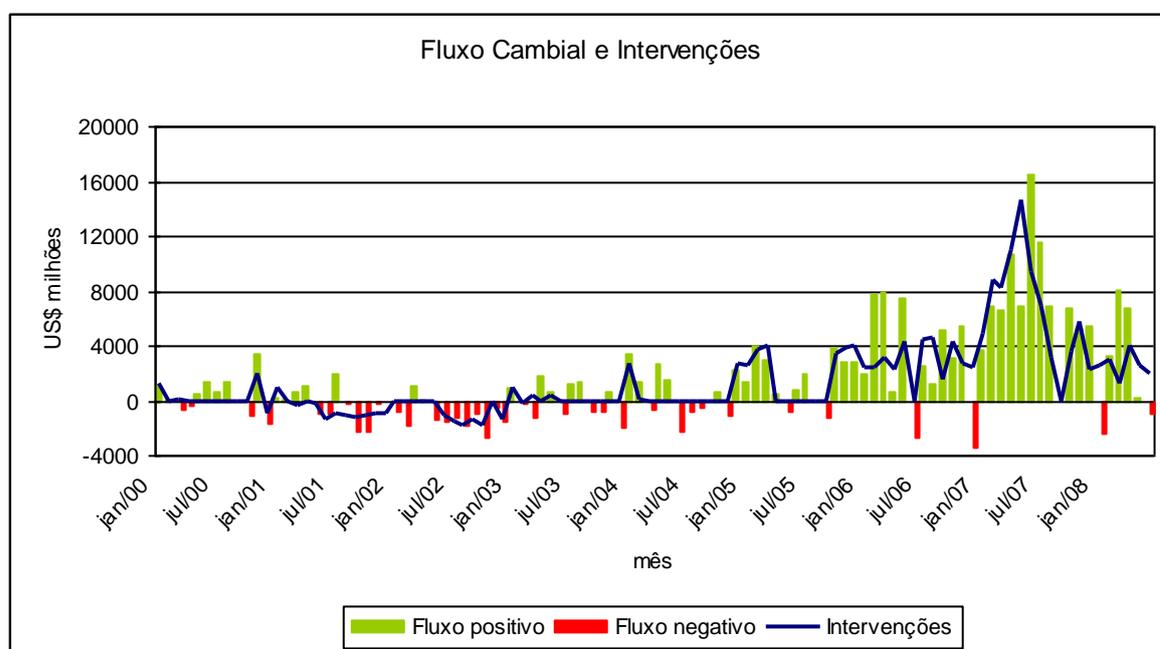
$\lambda_3$  é uma constante que agrega componentes da remuneração independentes das taxas de juros, tais como prêmios de risco e de liquidez e lucros/prejuízos na venda dos títulos.

#### 4.3.2.3 Intervenções no mercado de câmbio

Supondo que o BCB intervém no mercado de câmbio apenas com o objetivo de combater especulações desestabilizadoras em momentos de crise de liquidez (intervenção de venda), ou absorver o excesso de liquidez e adquirir reservas como precaução para épocas de crise (intervenção de compra), considerou-se neste trabalho que todas as intervenções de compra de

dólares de moeda estrangeira são esterilizadas, com impacto de aumento da dívida interna. Dada a controvérsia existente na literatura a respeito da eficácia das intervenções esterilizadas no mercado de câmbio, adotou-se a hipótese de que as intervenções não causam a taxa de câmbio, mas podem ser causadas por suas variações.

No gráfico da Figura 4.8, abaixo, observa-se a relação entre as intervenções realizadas pelo BCB no período em análise e os fluxos cambiais, corroborando a hipótese de que as intervenções são reativas. Pode-se perceber, também, que as intervenções não são uma função contínua do fluxo cambial; elas ocorrem apenas em determinadas circunstâncias: aparentemente, as intervenções de compra apenas são realizadas quando há fluxos positivos acima de um certo nível, e as intervenções de venda, quando há sucessivos fluxos negativos (e não em casos isolados). Há que se considerar também a volatilidade do câmbio em cada caso, uma vez que o BCB afirma que só age no sentido de diminuir ou não aumentar a volatilidade do mercado.



**Figura 4.8: O fluxo cambial e as intervenções do BCB no mercado de câmbio em jan/00-jun/08**

Essas evidências estão de acordo com as teorias de controle por impulso de Jeanblanc-Picqué (1993) e Mundaca e Oksendal (1998), em que há um custo fixo a cada intervenção, além do custo proporcional ao tamanho da mesma; assim, a autoridade monetária só atua quando julga que o benefício da intervenção ultrapassa seu custo (a partir de um determinado volume), o que ocorre apenas quando a variável de controle ultrapassa um dado valor.

As teorias de intervenções ótimas mencionadas trabalham também com a hipótese da existência de uma banda cambial, o que exige a estipulação de uma meta para a taxa de câmbio, a fim de se definir a função de controle. Entretanto, a afirmação do BCB, de que não há uma meta para a taxa de câmbio, é confirmada por diversas evidências na literatura. Holland (2006), por

exemplo, realiza uma análise de VAR sobre o comportamento da taxa de câmbio R\$/US\$ em resposta a inovações na taxa de juros SELIC, concluindo que o Brasil não apresenta o “*fear-of-floating*”; ou seja, que o BCB realmente se preocupa muito mais com a meta de inflação do que com a dinâmica da taxa de câmbio, e as intervenções de compra de dólares fariam parte apenas de uma política de troca de dívida externa por interna, aproveitando a oportunidade oferecida pela apreciação da moeda doméstica. Dessa forma, julgou-se conveniente a adoção de modelos que não considerem uma meta para a taxa de câmbio.

Por ser bastante plausível, o conceito de custo fixo foi incluído na modelagem do problema, através da determinação empírica de *thresholds* ( $\kappa_{pos}$ ,  $\kappa_{neg}$  e  $\kappa_{vol}$ ) para as variáveis de controle. Também no espírito dos trabalhos revisados, admitiu-se que o custo de intervenções de compra é diferente do das intervenções de venda, de forma que se tornou necessário o ajuste de modelos específicos para os dois casos. Os modelos propostos neste estudo são os seguintes:

$$Intervpos_t = \tau_1 Intervpos_{t-1} + \tau_2 fluxopos_t (fluxopos_t > \kappa_{pos}) + \varepsilon_{Intpos,t} \quad (4.10)$$

$$Intervneg_t = \tau_3 Intervneg_{t-1} + \tau_4 Var[e_t] (fluxoneg_t < \kappa_{neg}) (Var[e_t] > \kappa_{vol}) + \varepsilon_{Intneg,t} \quad (4.11)$$

Ou seja, considerou-se que, nas intervenções de compra, o BCB atua proporcionalmente ao fluxo positivo e apenas quando este ultrapassa um dado limite (a ser determinado); já as intervenções de venda foram supostas proporcionais à volatilidade da taxa de câmbio nominal, condicionadas ao rompimento de determinados patamares (definidos empiricamente) de volatilidade e fluxo negativo.

### 4.3.3 Evolução da dívida pública

Consideraram-se diferentes dinâmicas para a dívida interna e a dívida externa, com base nos trabalhos de Silva Jr, Cajueiro e Yoneyama (2004), Garcia e Rigobon (2004) e Giavazzi e Missale (2004). Silva Jr, Cajueiro e Yoneyama (2004) consideraram a composição da dívida, de acordo com um modelo de evolução do quociente dívida/PIB similar ao de Giavazzi e Missale (2004). O modelo usado neste trabalho é o da evolução da dívida em si, e não do quociente, pois isso facilita o cálculo dos diversos indicadores de interesse, como Razão de Guidotti e fatores que influenciam o *spread* soberano.

#### *Dívida interna*

Supondo que não haja intervenção da autoridade fiscal, a dívida pública federal interna aumenta devido à incorporação de juros sobre o montante em mercado, menos o *superávit* primário, mais a emissão de títulos decorrente da esterilização de intervenções de compra do Banco Central no mercado de câmbio. A acumulação da dívida interna pode ser descrita por:

$$DInt_t = (1 + I_t^{int}) DInt_{t-1} - S_t + e_t Intervpos_t$$

$$(4.12)$$

onde  $I_t^{int}$  é a taxa ponderada de juros nominais da dívida interna

$e_t$  é a taxa de câmbio nominal;

$S_t$  é o resultado primário, considerado dependente apenas da decisão do governo sobre o percentual do PIB a ser economizado e da evolução do PIB;

$Intervpos_t$  são as intervenções de compra de dólares do BC no mercado de câmbio, (em milhões de US\$), esterilizadas através da emissão de títulos da dívida pública interna (em milhões de R\$), a fim de evitar o aumento da oferta de moeda doméstica.

A taxa de juros nominal da dívida pública interna é variável, dependente da composição da mesma em termos de tipo de indexação dos títulos: à taxa de juros, ao câmbio, à inflação ou pré-fixados.

Os juros pagos a cada período são dados por:

$$I_t^{int} = i_t w_{pós} + (r_{t-1}^{US} + rp_{t-1})(1 + \Delta \ln e_t) w_e + (r_{t-1} + \pi_t) w_\pi + i_{t-1}^{pré} w_{pré} \quad (4.13)$$

onde  $r^{US}$  é a taxa de juros nominal norte-americana (taxa de *Fed Funds*);

$r_t$  é a taxa de juros real doméstica;

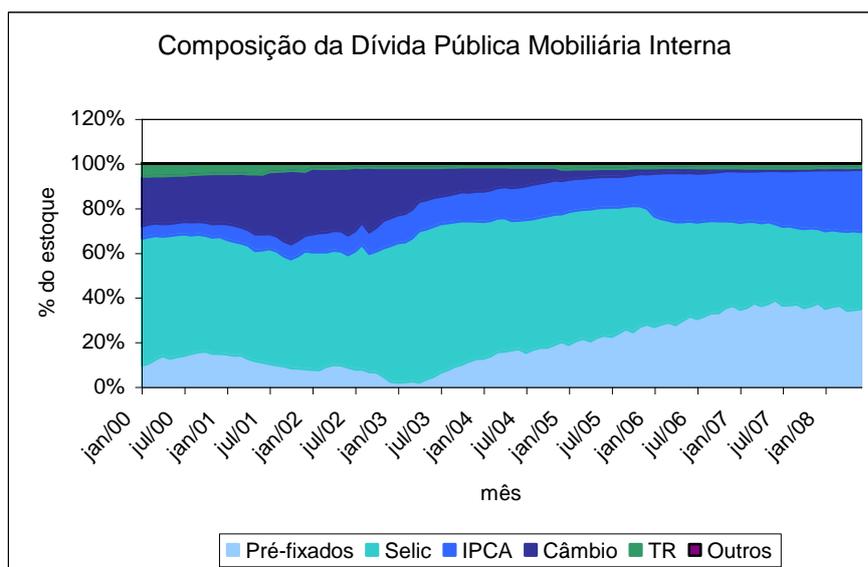
$rp_t$  é o prêmio de risco exigido pelo mercado para os títulos indexados ao câmbio<sup>12</sup>;

$i_t$  é a taxa de juros nominal doméstica (taxa Selic);

$i_{t-1}^{pré}$  é a taxa de juros paga pelos títulos pré-fixados, que Giavazzi e Missale (2004) estima como  $E_{t-1} i_t + tp_{pré}$  (expectativa da taxa Selic mais prêmio de incerteza), onde  $E_{t-1} i_t = i_t$  e

$tp_{pré} \cong 2,5\% \text{ a.a.}$ ;

$w$  é o vetor de composição da dívida (considerado constante no tempo, por simplicidade).



**Figura 4.9: Participação dos diversos tipos de indexadores na dívida pública interna.**

<sup>12</sup> Considerando o investidor neutro em relação às moedas, a taxa de juros paga pelos títulos indexados ao câmbio  $(r_{t-1}^{US} + rp_{t-1})$  deve igualar a taxa Selic.

Supôs-se que o governo decide o percentual de cada indexador na dívida interna<sup>13</sup>, a despeito de sua variação aleatória devida à indexação. Dessa forma, foram adotados para as simulações os percentuais médios dos últimos 6 meses da amostra (1º. semestre de 2008), ou seja,  $\omega_{pós} = \omega_{pré} = 35\%$ ,  $\omega_{\pi} = 29\%$  e  $\omega_e = 1\%$ .

#### Superávit primário

O resultado primário,  $S_t$ , foi modelado como

$$S_t = PIB_t (ResPri / PIB_t) / 100, \quad (4.14)$$

$$PIB_t = PIB_{t-1} (1 + CrescPIB_t / 100) \quad (4.15)$$

onde  $ResPri/PIB_t$  é o resultado primário mensal como percentual do PIB, modelado como uma tendência, com flutuações aleatórias e comportamento sazonal a ser averiguado;

$PIB_t$  é o PIB mensal a preços correntes, em reais;

$CrescPIB_t$  é o crescimento percentual mensal do PIB corrente em reais, modelado como função do *gap* do IPI dessazonalizado.

#### Dívida interna de curto prazo

A dívida interna de curto prazo a cada período foi calculada através da multiplicação da dívida interna total pelo percentual estimado  $\phi_t^{int}$  da dívida de curto prazo; a estimativa foi feita a partir da evolução histórica desse percentual, com modelos autorregressivos.

$$DICP_t = \phi_t^{int} DInt_t \quad (4.16)$$

$$\phi_t^{int} = \Lambda_o + \sum_i^p \Lambda_i \phi_{t-i}^{int} + \sum_j^q \Lambda_j \varepsilon_{t-j}^{dicip} + \varepsilon_t^{dicip} \quad (4.17)$$

#### Dívida externa

De forma similar, considerou-se inicialmente que o governo não atuará no sentido de diminuir a dívida externa ou alterar seu perfil de vencimentos. Assim, a dívida varia mensalmente pela incorporação de juros, e pela diferença entre as novas emissões e as amortizações e juros pagos no período, que corresponde à necessidade de financiamento externo.

A equação que descreve esse processo é:

$$DExt_t = (1 + I_t^{ext}) DExt_{t-1} - NFE_t \quad (4.18)$$

onde  $I_t^{ext}$  é a taxa de juros efetiva mensal da dívida externa (relacionada ao *spread* soberano defasado e ao prazo médio da dívida);

$NFE_t$  é a necessidade de financiamento externo, obtida por diferença entre o resultado do BP, as intervenções e a remuneração das reservas, como visto na seção 4.3.2.2.

A estimativa da dívida pública externa de curto prazo, a cada período, foi realizada de forma análoga à da dívida interna:

$$DECP_t = \phi_t^{ext} DExt_t \quad (4.19)$$

<sup>13</sup> Segundo os relatórios da Dívida Pública publicados pelo Tesouro Nacional, há metas para esses percentuais.

#### 4.3.4 Modelo macroeconômico

Além de caracterizar a evolução das reservas e dos dois tipos de dívida, precisou-se definir a trajetória das variáveis macroeconômicas básicas (produto e taxas de juros, inflação e câmbio) através de um modelo estrutural. A modelagem utilizada para a evolução da economia baseou-se principalmente em Giavazzi e Missale (2004), com algumas adaptações para os pressupostos adotados neste trabalho e os modelos desenvolvidos no capítulo anterior para o *rating* soberano e o *spread* soberano.

O modelo macroeconômico estimado compreende equações para: o *gap* do produto, a taxa Selic, a taxa de inflação e a taxa de câmbio:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \sum_{i=1}^4 \gamma_{3i} r_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (4.20)$$

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \beta_2 y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{3i} (\pi - \pi^T)_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{4i} \Delta q_{t-i} + \varepsilon_{it} \quad (4.21)$$

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{3i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{4i} i_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{5i} \Delta q_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{6i} \Delta embi_{t-i} + \varepsilon_{\pi t} \quad (4.22)$$

$$\Delta q_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta q_{t-1} + \delta_2 \Delta q_{t-2} + \delta_3 (r_{t-1} - r_{t-1}^{US}) + \sum_{i=1}^4 \delta_{4i} \Delta embi_{t-i} + \varepsilon_{et} \quad (4.23)$$

onde  $y_t$  é o *gap* do produto (representado pelo do IPI dessazonalizado),

$i_t$  é a taxa de juros nominal (Selic – meta definida pelo Copom);

$r_t$  é a taxa de juros real (Selic menos variação do IGPM);

$\pi_t$  é a taxa de inflação (variação do IPCA acumulada em 12 meses);

$\pi^T$  é a meta de inflação (divulgada pelo Copom);

$q_t$  é o logaritmo da taxa de câmbio real (INCC - exportações);

$r_t^{US}$  é uma medida da taxa de juros externa (taxa de *Fed Funds*);

$emb_i$  é o logaritmo do *spread* dos títulos soberanos do Brasil.

No modelo para a taxa de juros nominal, considera-se o sistema de metas de inflação como regra de política monetária, e ainda a preocupação com o efeito de variações na taxa de câmbio (*pass-through* para a inflação).

O logaritmo do *spread* soberano é dado pelo modelo de correção de erros estimado no Cap.

3:

$$\begin{aligned} \Delta embi_t = & -0,5462 z_{t-1} + 0,5556 \Delta \ln BAA_t + 0,5229 \Delta \ln DICP/DTot_t + \\ & 2,4626 \Delta \ln DPLiq/PIB_t - 0,1359 \Delta \ln CrescExp_{t-1} + 0,0912 \Delta \ln CrescExp_{t-2} + \\ & 0,1967 \Delta embi_{t-1} + 0,1268 \Delta embi_{t-2} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.24)$$

$$\text{onde } z_t = 0,3577 z_{t-1} - 0,2100 z_{t-4} - 0,2256 u_{t-6} + u_t \quad (4.25)$$

$$\varepsilon_t \sim IIN(0,0000;0,0900) \quad \text{e} \quad u_t \sim IIN(0,0000;0,1026)$$

#### 4.3.5 Estimativa dos coeficientes

O objetivo dessa etapa é obter modelos cujos resíduos atendam aos pressupostos de aleatoriedade e independência, com distribuição normal, *t-student*, logística, ou outra admitida pelo *software* de estimação utilizado (*E-Views 5.0*) e pelo *software* de simulação (*R 2.8.0*). A estimativa dos parâmetros da distribuição dos resíduos de cada equação é de suma importância para a posterior simulação da trajetória das variáveis de interesse, na etapa seguinte.

Após a análise das séries temporais<sup>14</sup>, os modelos propostos foram estimados, diferenciando-se as variáveis que apresentaram evidência de raiz unitária e modelando-se autocorrelações na média e variância, a partir da análise dos correlogramas dos resíduos.

As relações de causalidade implícitas no modelo macroeconômico foram verificadas através de testes de causalidade de Granger. Apesar de as equações sugeridas não pressuporem efeitos de realimentação entre as variáveis dependentes, possíveis relações de endogeneidade foram investigadas através da estimação de um VAR e testes diagnósticos de número ideal de defasagens e exogeneidade em bloco. Confirmada a independência entre as equações, as mesmas puderam ser estimadas isoladamente, comparando-se os resultados de estimações por mínimos quadrados e por modelos auto-regressivos, com ou sem modelagem da variância condicional (com base na presença de autocorrelação e/ou heterocedasticidade dos resíduos).

#### 4.3.6 Estudo de simulação

Após a estimação dos modelos descritos nas seções 4.3.2, 4.3.3 e 4.3.4, simulou-se a evolução das reservas, dívidas interna e externa e demais variáveis macroeconômicas envolvidas, através da metodologia de Monte Carlo. Para tanto, foi escrito um algoritmo de simulação (disponível no Apêndice M) compatível com o *software R 2.8.0*, implementando o cálculo de todas as variáveis necessárias, através dos modelos estimados. O termo de erro de cada modelo foi gerado aleatoriamente, com base nos parâmetros estimados da respectiva distribuição de probabilidade e do tipo de distribuição.

Partindo-se dos valores amostrais de junho/2008, foram obtidas 1000 trajetórias possíveis para a evolução das variáveis de interesse em horizontes de 24, 36 e 48 meses, calculando-se a Razão de Guidotti (reservas/dívida externa de curto prazo) mês a mês, para cada trajetória. Para cada mês, foi determinado o percentual de trajetórias (em relação ao número total simulado) em que a Razão de Guidotti atingiu um valor abaixo de 1. Essa foi considerada a probabilidade de "falta de liquidez", segundo o conceito proposto por Greenspan (1999). O cálculo descrito é não-paramétrico, ou seja, não se baseia no tradicional conceito de número de desvios padrão de

---

<sup>14</sup> Com base na metodologia sugerida por Enders (1995), o comportamento de todas as séries temporais foi avaliado preliminarmente, com a realização de testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller*, análise de correlogramas e pesquisa de ocorrência de quebras estruturais. A partir dos resultados dos testes, foi verificada a necessidade de diferenciação ou utilização de *dummies* para a estimativa adequada dos parâmetros.

afastamento da média para cálculo da probabilidade, uma vez que não se pode afirmar que a variável aleatória resultante possua distribuição Normal ou, ao menos, simétrica.

Obteve-se, assim, a trajetória simulada da probabilidade de haver falta de liquidez dentro de um determinado horizonte de tempo, dadas as condições iniciais da economia em junho/2008 e os modelos estimados para o comportamento das variáveis envolvidas, a partir de seu comportamento em jan/2000-jun/2008.

#### 4.3.6.1 Análise de sensibilidade

O cenário inicial consistiu da evolução natural das variáveis externas (taxas de juros americanas e indicador de aversão ao risco), reservas internacionais, *superávit* primário, dívida interna de curto prazo (considerada explicativa do *spread* soberano) e dívida externa de curto prazo, segundo a tendência modelada a partir da amostra. Foram mantidos também os percentuais iniciais dos indexadores da dívida interna e composição das reservas internacionais.

O estudo de sensibilidade consistiu na variação de algumas dessas condições e análise de sua influência na probabilidade de a Razão de Guidotti ser menor do que um. Foram simulados cenários com as seguintes alterações em relação ao inicial

- a) nível inicial de reservas variando entre US\$ 80 e 200 bilhões;
- b) *superávit* primário (% PIB) fixo em 1, 2, 3, 4 ou 5%;
- c) percentual da dívida interna de curto prazo fixo em 10, 20 ou 30%;
- d) percentual da dívida externa de curto prazo fixo em 20, 25 ou 30%;
- e) taxa de *Fed Funds* caindo para 0,3 ou 0,1%a.a. nos 6 primeiros meses;
- f) retorno dos *treasuries* de 10 anos caindo para 3,5 ou 3,0%a.a. nos 6 primeiros meses;
- g) *spread* do índice Moody's BAA aumentando para 6,0 ou 7,0%a.a. nos 6 primeiros meses.

#### 4.3.6.2 Metodologia de simulações de Monte Carlo

Dadas as equações estimadas para as trajetórias de todas as variáveis de interesse, a previsão de valores futuros implica a geração de valores aleatórios para os termos de erro, com base na distribuição dos resíduos de cada modelo. A interação de todas essas trajetórias resulta, a cada momento, na variável aleatória "Razão de Guidotti", cuja distribuição de probabilidades dentro do horizonte de tempo estudado se deseja inferir. A seguir, descreve-se, com base em Ross (2003), a lógica por trás do uso de simulações de Monte Carlo e a técnica de geração de valores aleatórios com uma dada distribuição de probabilidades.

Seja  $X = (X_1, \dots, X_n)$  um vetor aleatório com uma função densidade de probabilidade (f.d.p.)  $f(x_1, \dots, x_n)$ , e suponha que estamos interessados em computar

$$E[g(X)] = \int \int \dots \int g(x_1, \dots, x_n) f(x_1, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n \quad (4.26)$$

Para alguma função  $n$ -dimensional  $g$ . Em muitas situações, não é possível computar analiticamente a integral múltipla exata, nem obter uma aproximação numérica para a mesma com a precisão desejada. Uma possibilidade que permanece é aproximar  $E[g(X)]$  por meio de uma simulação.

Para obter essa aproximação, começamos por gerar um vetor aleatório  $X^{(1)} = (X_1^{(1)}, \dots, X_n^{(1)})$  com f.d.p.  $f(x_1, \dots, x_n)$  e computar  $Y^{(1)} = g(X^{(1)})$ . A seguir, geramos um segundo vetor aleatório  $X^{(2)}$ , independente do primeiro, e calculamos  $Y^{(2)}$ . Repetimos esse procedimento até gerar um grande número  $r$  de variáveis aleatórias  $Y^{(i)} = g(X^{(i)})$ ,  $i = 1, \dots, r$ , independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.). Pela Lei Forte dos Grandes Números, sabemos que:

$$\lim_{r \rightarrow \infty} \frac{Y^{(1)} + \dots + Y^{(r)}}{r} = E[Y^{(i)}] = E[g(X)] \quad (4.27)$$

e assim, nós podemos usar a média dos  $Y^{(i)}$  gerados como uma estimativa de  $E[g(X)]$ . Essa abordagem para estimar  $E[g(X)]$  é chamada simulação de Monte Carlo.

Claramente existe ainda o problema de como gerar, ou "simular", vetores aleatórios com a distribuição de probabilidades específica. O primeiro passo para fazer isso é ser capaz de gerar variáveis aleatórias com distribuição uniforme entre 0 e 1 ( $U(0,1)$ ).

#### *Simulação de variáveis aleatórias com distribuição $U(0,1)$*

Na vida real, isso poderia ser feito através de  $r$  sorteios sequenciais, com reposição, de  $n$  objetos numerados de 0 a 9; cada sequência de números sorteada, antecedida de "0," seria uma variável aleatória com distribuição  $U(0,1)$ , com arredondamento de  $n$  casas decimais.

O método computacional simula um sorteio desse tipo, gerando variáveis pseudoaleatórias, e não verdadeiramente aleatórias. A maioria dos geradores de números aleatórios começam com um valor inicial  $z_0$ , chamado "semente", e então calcula os valores seguintes recursivamente, através de:

$$z_t = (\lambda z_{t-1} + \alpha) \bmod m \quad (4.28)$$

onde  $\lambda$ ,  $\alpha$  e  $m$  são parâmetros inteiros positivos e o operador "mod" fornece como resultado o resto da divisão entre  $(\lambda z_{t-1} + \alpha)$  e  $m$ .

Assim, cada  $z_t$  é um número inteiro entre 0 e  $m-1$ . Os valores simulados de uma uniforme (0,1) são então obtidos por  $u_t = z_t / m$ . Pode ser demonstrado (ROSS, 2003) que, para escolhas adequadas dos parâmetros  $\lambda$ ,  $\alpha$  e  $m$ , o procedimento descrito dá origem a uma sequência de números que parecem ter sido gerados a partir do sorteio de valores aleatórios com distribuição uniforme entre 0 e 1, apesar de fazerem parte de uma sequência determinística.

### Simulação de distribuições de probabilidade contínuas

Um método geral para simular variáveis aleatórias com distribuição de probabilidade contínua é o chamado Método da Transformação Inversa. Ele se baseia no fato de que qualquer função distribuição acumulada contínua possui distribuição uniforme entre 0 e 1, ou seja,

$$F(X) \sim U(0,1) \quad (4.29)$$

Dessa forma, podemos simular variáveis aleatórias  $u$  com distribuição  $U(0,1)$ , e obter os valores aleatórios  $x$ , com distribuição  $F(X)$ , através da transformação

$$X = F^{-1}(U) \quad (4.30)$$

*Exemplo:* simulação de uma variável aleatória com distribuição exponencial

A função distribuição acumulada de uma variável  $X \sim \varepsilon(\lambda)$  (distribuição exponencial com média  $\lambda$ ) é dada por  $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$ . Substituindo-se  $F(x)$  por  $u$  na equação acima e isolando-se  $x$ , obtém-se a fórmula de cálculo dos respectivos valores aleatórios com distribuição exponencial, a partir da variável uniforme simulada:

$$u = 1 - e^{-\lambda x} \quad \therefore \quad 1 - u = e^{-\lambda x} \quad \therefore \quad \ln(1 - u) = -\lambda x \quad \therefore \quad x = -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - u)$$

O método pode ser usado para simular variáveis aleatórias com uma infinidade de diferentes distribuições de probabilidade. No entanto, algumas funções mais complexas são de difícil inversão, tornando o método computacionalmente ineficiente. Assim, algoritmos específicos foram desenvolvidos para distribuições mais complexas, mas de uso comum, como a Normal.

### Simulação de uma distribuição Normal

No algoritmo desenvolvido por Box e Muller em 1958 (*apud* ROSS, 2003), geram-se valores pseudo-aleatórios  $u_1$  e  $u_2$ , e calculam-se:

$$x_1 = \sqrt{-2 \ln u_1} \cos(2\pi u_2) \quad \text{e} \quad (4.31)$$

$$x_2 = \sqrt{-2 \ln u_1} \sin(2\pi u_2) \quad (4.32)$$

Esse procedimento fornece um conjunto de variáveis independentes com distribuição normal padrão, ou seja,  $X \sim N(0,1)$ . Para obter valores simulados de uma distribuição normal com média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ ,  $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ , realiza-se a transformação linear:

$$Y = \mu + \sigma X \quad (4.33)$$

Através desse tipo de procedimento, o *software R 2.8.0*, utilizado no estudo, gerou os termos de erro aleatório de cada modelo, dados os parâmetros estimados de suas respectivas distribuições (Normal ou Logística, conforme diagnósticos e estimativas do *Eviews 5.0*).

## 4.4 Resultados

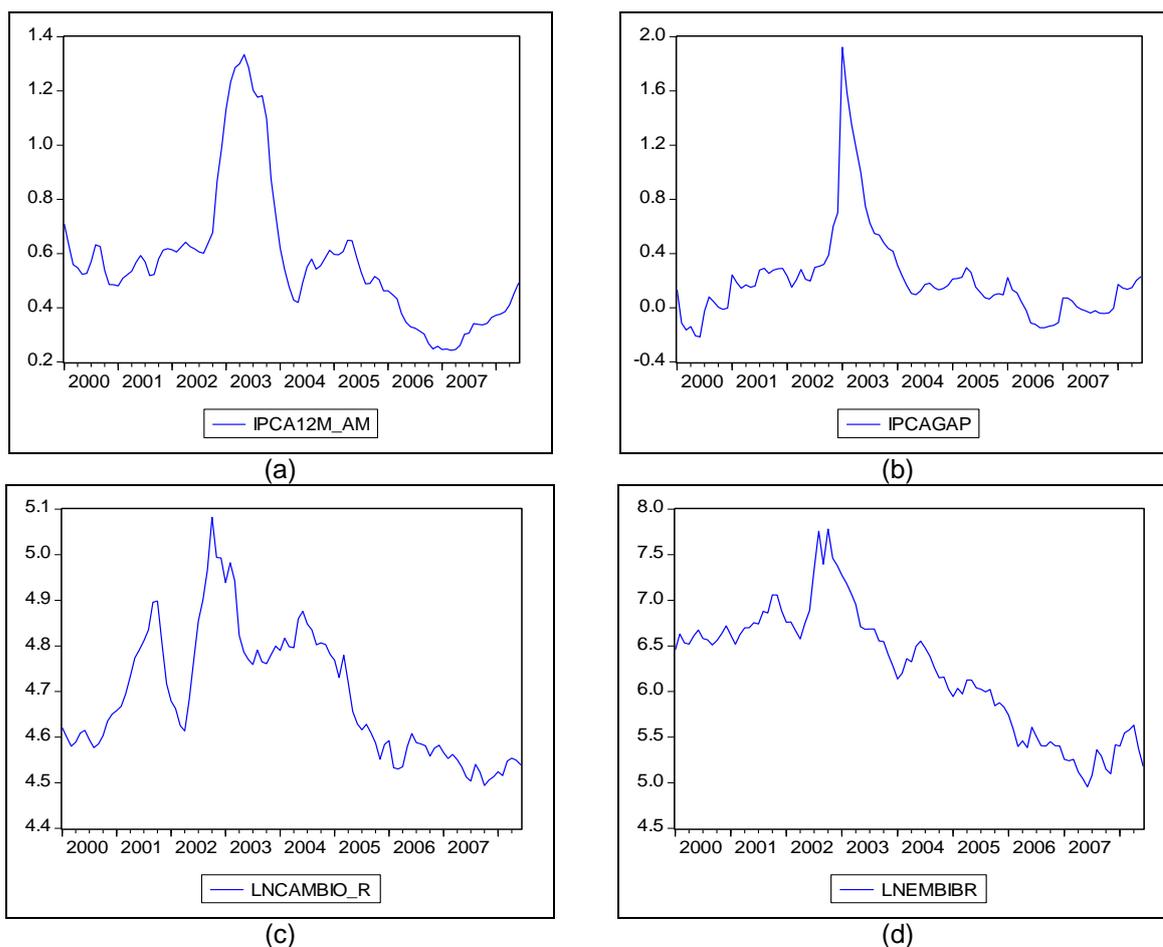
Esta seção apresenta primeiramente o processo de estimação dos modelos descritos na seção 4.3 e os testes diagnósticos que justificam as especificações escolhidas. A maioria das variáveis revelou autocorrelações na média e variância, requerendo o uso de modelos GARCH. Após, são descritos os resultados das simulações, que evidenciam um nível de reservas (em junho/2008) mais do que suficiente para garantir a liquidez por até 4 anos, dadas as variabilidades estimadas.

### 4.4.1 Análise das variáveis explicativas

#### 4.4.1.1 Estacionariedade e necessidade de *dummies*

A fim de verificar a necessidade de diferenciação das séries ou uso de variáveis *dummy* nos modelos a serem estimados, realizaram-se testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Os resultados para todas as variáveis testadas encontram-se no Apêndice I. Das variáveis envolvidas no modelo macroeconômico das equações 4.20-24,  $y_t$ ,  $r_t$  e  $(r - r^{US})_t$  rejeitam a hipótese nula de raiz unitária para o nível de significância de 5%; as demais são estacionárias apenas em primeiras diferenças. A inspeção visual do comportamento das séries consideradas não-estacionárias (Figura 4.10) mostra que todas apresentam um período excepcional, entre o 2º semestre de 2002 e o final de 2003; acredita-se que esse comportamento foi efeito da crise cambial (fuga de capitais) que antecedeu a eleição do presidente Lula.

Assim, regrediu-se cada uma das variáveis em questão sobre uma constante e uma *dummy* correspondente à crise pré-eleitoral, que assume o valor 1 no período jun-set/2002 (o reflexo da apreensão do mercado teve efeito imediato na taxa de câmbio e no *spread* soberano), 0,5 em out-dez/2002 (tranquilização dos investidores após a eleição), e 0 nos demais períodos da amostra. Foram testadas a variável *dummy* contemporânea e suas 6 primeiras defasagens, a fim de captar seu efeito no médio prazo, eliminando-se sucessivamente as defasagens cujas estimativas dos coeficientes foram não significativas com 90% de confiança. Os resíduos resultantes desses modelos tiveram seus correlogramas analisados, persistindo uma função de autocorrelação decrescente, com picos significativos até a ordem 12, e pico significativo na autocorrelação parcial de ordem 1. Esse comportamento aponta para a não-estacionariedade das séries (com base em Enders, 1995), mesmo após a remoção de um período extraordinário, recomendando sua utilização em primeiras diferenças no modelo macroeconômico, a fim de gerar estimativas confiáveis.



**Figura 4.10: Séries do modelo macroeconômico consideradas não-estacionárias pelo teste ADF**

#### 4.4.1.2 Causalidades e estimação por VAR

Esta etapa visou à identificação de relações de bicausalidade entre as variáveis do modelo macroeconômico, a fim de verificar a necessidade de estimativa conjunta das equações. Testou-se também a adequação da estimação dessas equações sob a forma de um VAR, embora essa metodologia suponha variâncias constantes, o que não parece ser o caso.

O teste de causalidade de Granger com 6 defasagens (resultados no Apêndice J) para as variáveis do modelo macroeconômico aceita a possibilidade de relação causal mútua apenas entre as variáveis dependentes  $\Delta\pi_t$  e  $\Delta i_t$  (com 95% de confiança). O mesmo efeito de retroalimentação foi encontrado, coerentemente, entre  $\Delta(\pi - \pi^T)_t$  e  $\Delta i_t$ . Além disso, o teste aceita, a 95%, as hipóteses de  $y_t$ ,  $\Delta q_t$  e  $\Delta embi_t$  causarem  $\Delta i_t$ , e de  $r_t$ ,  $\Delta q_t$  e  $\Delta embi_t$  causarem  $\Delta\pi_t$ , em acordo com a especificação do modelo proposto. Por outro lado, nenhuma causalidade foi detectada sobre  $y_t$  ou  $\Delta q_t$ .

A fim de testar adicionalmente a existência de relações de bicausalidade entre as variáveis dependentes do modelo, estimou-se um VAR com as quatro variáveis dependentes, incluindo-se as

demais variáveis explicativas como exógenas (todas com seis defasagens). Eliminando-se as defasagens de variáveis exógenas que se mostraram não significativas, realizou-se o teste de Walde de exclusão de defasagens das dependentes (Tab. K.1, Apêndice K), e o teste dos critérios de seleção do número de defasagens (Tab. K.2, Apêndice K), que indicaram o número ideal de 2 defasagens. No VAR reestimado com ordem 2, testou-se a endogeneidade das variáveis dependentes através de testes de causalidade de Granger para VAR (Tab. K.3, Apêndice K). O teste não rejeitou a hipótese de exogeneidade da variável  $y_t$  (*gap* do produto) para o nível de significância de 5%. Já a taxa de câmbio pode ser aceita como endógena com 5% de significância, mas não com 1% (tanto antes como depois da exclusão de  $y_t$ ).

Os resultados da estimação do VAR reafirmam as relações causais mútuas detectadas preliminarmente apenas entre  $\Delta\pi_t$ , ou  $\Delta(\pi - \pi^J)_t$ , e  $\Delta i_t$ . Entretanto, não é um método adequado para a obtenção de estimativas para os parâmetros do modelo, uma vez que pressupõe erros não correlacionados e variância constante, o que não se aplica às variáveis em questão.

#### **4.4.2 Estimação e seleção dos modelos**

Os modelos foram inicialmente estimados para a média das variáveis em nível ou primeiras diferenças, através de Mínimos Quadrados, testando-se a inclusão de defasagens da variável dependente e/ou termos ARMA. Através da análise de autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos, constatou-se a necessidade de modelagem GARCH em alguns casos. A escolha das melhores especificações foi feita através das estatísticas  $R^2$ , AIC e BIC.

As Tabelas 4.1, 4.2 e 4.3 apresentam, a título de ilustração, os coeficientes estimados e estatísticas de teste para as equações do modelo macroeconômico. Os modelos obtidos para as demais variáveis de interesse encontram-se no Apêndice L.

**Tabela 4.1: Modelos para a média das variáveis macroeconômicas**

Variáveis	$y_t$	$\Delta i_t$ #	$\Delta \pi_t$	$\Delta q_t$ #
Constante	0,7385* (0,3940)	-	-	-
AR(1)	0,4679*** (0,1012)	-	0,4593*** (0,0967)	-
AR(12)	-	-	-	0,5542*** (0,0578)
AR(4)	-	-	0,1959** (0,0938)	-
MA(2)	0,3058*** (0,1119)	-0,3748*** (0,0984)	-	-
MA(12)	-	-	-0,9015*** (0,0211)	-0,9414*** (0,0184)
$y_{t-2}$	-	0,0041*** (0,0008)	-	-
$\Delta i_{t-1}$	-	0,7831*** (0,0395)	-	-
$\Delta i_{t-2}$	-	-	0,4641*** (0,0854)	-
$r_{t-2}$	-0,6255** (0,2521)	-	-	-
$\Delta(r - r^{US})_{t-3}$	-	-	-	-0,0149*** (0,0045)
$\Delta q_{t-3}$	-	0,2694*** (0,0475)	-	-
$\Delta embi_{t-1}$	-	-	-	0,0962*** (0,0230)
$\Delta embi_{t-4}$	-	-	0,0682*** (0,0168)	-
$\Delta embi_{t-5}$	-	-	0,0556*** (0,0162)	-
$\Delta(\ln \text{CrescExp})_{t-3}$	-	-	-	-0,0349*** (0,0102)
d2002 $_{t-3}$	-	-	0,0363** (0,0163)	-
d2002 $_{t-6}$	-5,4739*** (1,3786)	-	-	-
R <sup>2</sup>	0,5668	0,7985	0,8108	0,5560
AIC	3,5512	-5,0400	-4,5457	-4,3867
BIC	3,6856	-4,8817	-4,3551	-4,1869

(# Modelo estimado em conjunto com o da variância, através do método ML-ARCH de Marquardt)  
 \*\*\* Estimativa do parâmetro significativa a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%.

**Tabela 4.2: Modelos GARCH para a variância das mudanças de taxas de juros e câmbio**

Termos	$\text{Var}(\Delta i)_t$	$\text{Var}(\Delta q)_t$
Constante	-0,000008* (0,000001)	0,0004*** (0,0001)
Resid $^2_{t-1}$	-	0,5176** (0,2553)
Var $_{t-1}$	1,0039*** (0,1321)	-

\*\*\* Estimativa do parâmetro significativa a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%.

**Tabela 4.3: Testes de normalidade, autocorrelação e homocedasticidade dos resíduos<sup>15</sup>**

Teste	Modelo para $y_t$	Modelo para $\Delta \dot{i}_t$	Modelo para $\Delta \pi_t$	Modelo para $\Delta q_t$
Jarque-Bera	1,2024 (0,5482)	1,7814 (0,4104)	0,7091 (0,7015)	0,7176 (0,6985)
Teste LM (4 lags)	0,1461 (0,9642)	-	0,9742 (0,4263)	-
ARCH LM (1 lag)	0,7583 (0,3861)	0,0179 (0,8939)	0,2208 (0,6396)	0,0667 (0,7969)
ARCH LM (2 lags)	0,6092 (0,5460)	1,4362 (0,2431)	0,1500 (0,8609)	0,0684 (0,9340)
Média	-0,0468	-0,0019	-0,0033	-0,0008
Desvio Padrão (incondicional)	1,2829	-	0,0205	-

#### 4.4.3 Simulações

Os modelos obtidos na seção anterior foram implementados em um algoritmo que calcula os valores mês a mês para cada variável envolvida no estudo. Partindo-se dos valores iniciais das variáveis (referentes ao último mês da amostra, junho/2008), são previstas 1000 diferentes trajetórias para cada uma, cuja evolução depende dos termos de erro gerados aleatoriamente a cada período e, no caso de variáveis endógenas, dos valores simulados para suas variáveis explicativas.

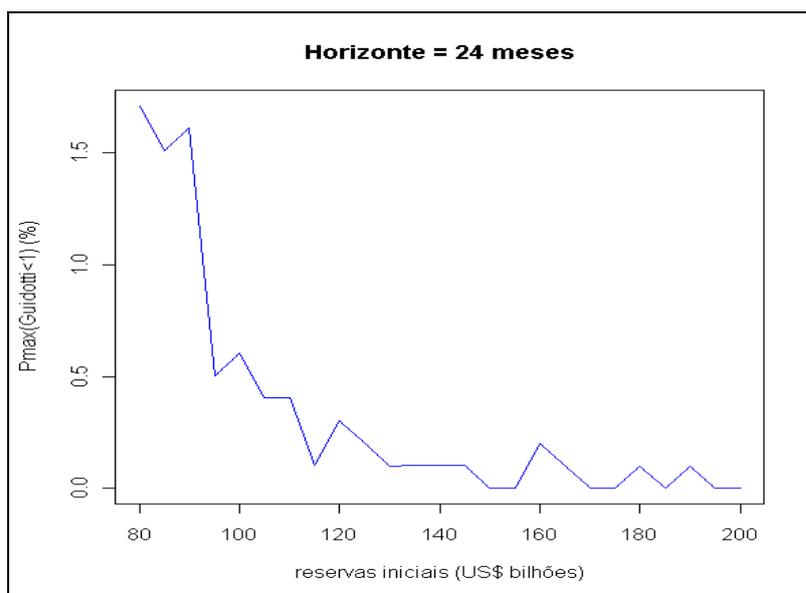
O primeiro cenário simulado foi o “natural”, ou seja, supondo a evolução de todas as variáveis segundo os modelos obtidos a partir da amostra. Das 1000 trajetórias obtidas para a Razão de Guidotti, foram descartadas aquelas que forneceram resultado negativo em algum mês do horizonte de simulação (sempre devido a valores negativos de dívida externa). Calculou-se, então, para cada mês, o percentual das trajetórias restantes em que a Razão de Guidotti foi inferior a 1. Essa foi considerada a probabilidade de falta de liquidez em cada período. Computou-se então a probabilidade máxima de falta de liquidez, considerando-se todos os meses de cada horizonte de tempo.

Obteve-se probabilidade zero de a Razão de Guidotti assumir um valor inferior a 1 dentro dos três horizontes de tempo simulados (24, 36 e 48 meses), para o nível inicial das reservas internacionais brasileiras verificado em junho/2008 (em torno de US\$200 bilhões).

<sup>15</sup> Os testes aceitam a hipótese nula de normalidade (Jarque-Bera), não-autocorrelação (LM) e homocedasticidade (ARCH LM) quando o *p-value* (entre parênteses) é maior do que o nível de significância (considerou-se 5%).

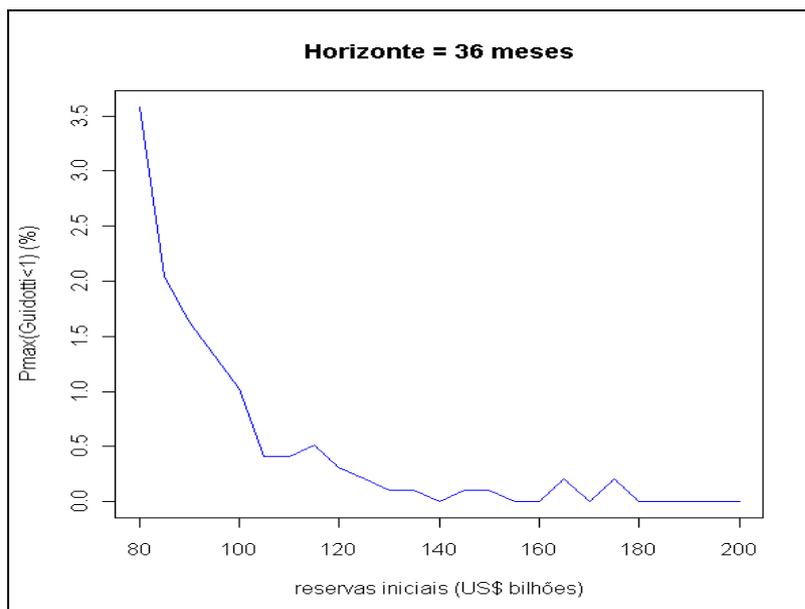
#### 4.4.3.1 Variação do nível inicial de reservas

Para cada um dos três horizontes de tempo, alterou-se o nível inicial de reservas para valores entre US\$ 80 e 200 bilhões (próximo ao nível real em junho/2008), em incrementos de 5 bilhões; obteve-se, para cada horizonte, a probabilidade máxima de a razão de Guidotti ser inferior a 1 no decorrer de todo o período, como função das reservas iniciais.

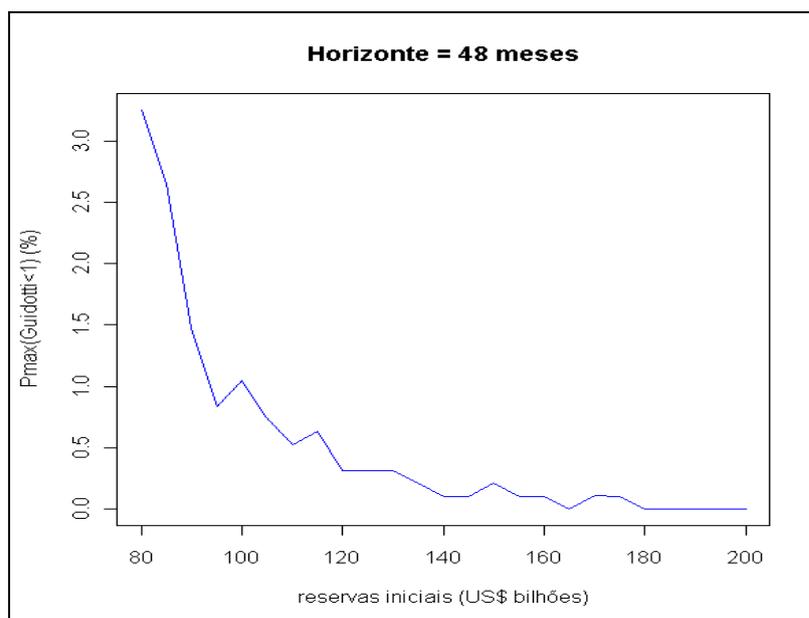


**Figura 4.11: Probabilidade de falta de liquidez em 24 meses, em função do nível inicial de reservas**

Para 24 meses, o valor inicial mínimo das reservas internacionais que garante, com 99% de confiança, uma Razão de Guidotti acima de 1 é de US\$95 bilhões (considerando incrementos de US\$5 bilhões), uma vez que, para US\$90 bilhões ou menos, a probabilidade de a Razão de Guidotti ser menor do que 1 é superior a 1%. Já para os horizontes de 36 e 48 meses, a liquidez é garantida, com 99% de confiança, para reservas iniciais mínimas de US\$105 bilhões.



**Figura 4.12: Probabilidade de falta de liquidez em 36 meses, em função do nível inicial de reservas.**

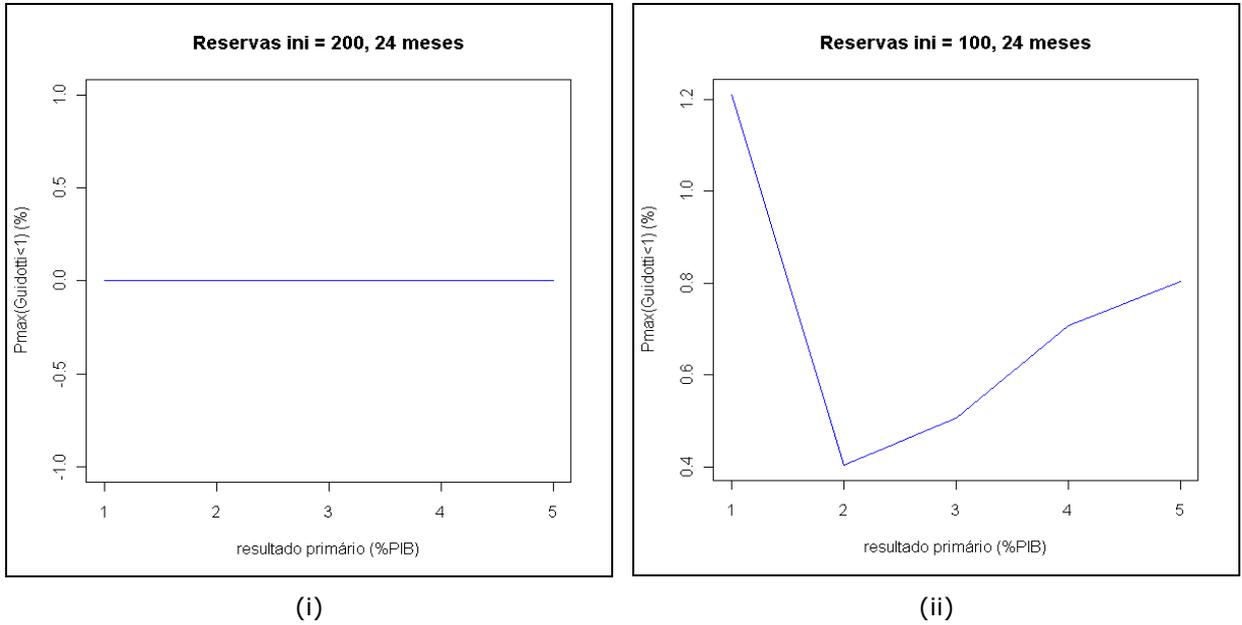


**Figura 4.13: Probabilidade de falta de liquidez em 48 meses, em função do nível inicial de reservas.**

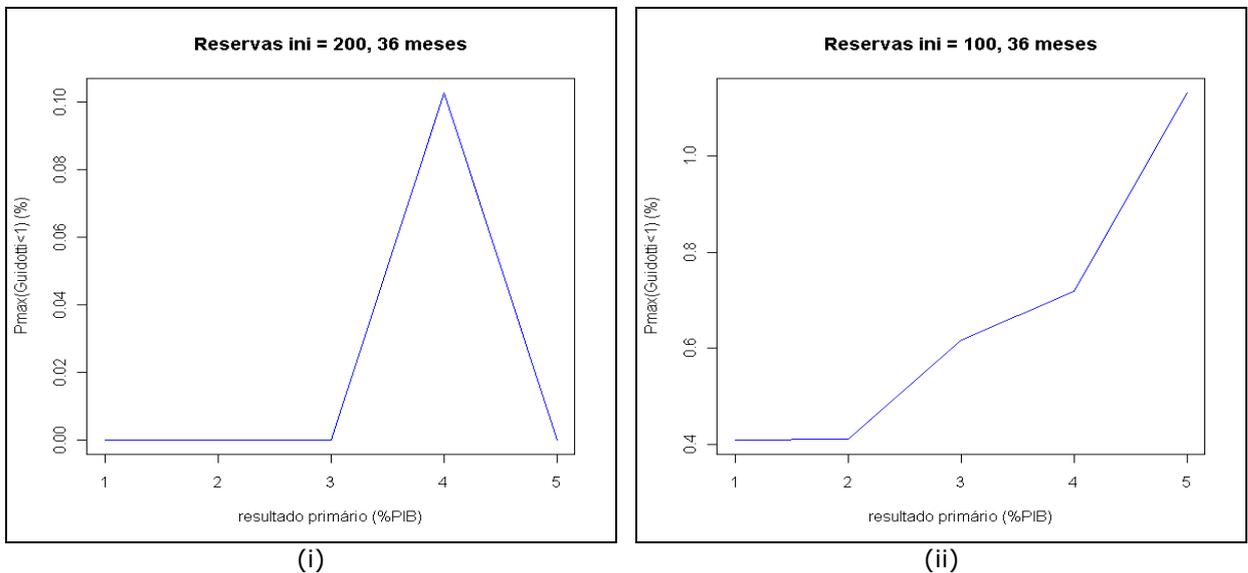
#### 4.4.3.2 Variação no *superávit* primário

Em vez de permitir a variação aleatória do *superávit* primário/PIB, fixou-se o percentual em 1, 2, 3, 4 ou 5%, para reservas iniciais de 100 e 200 bilhões, nos horizontes de tempo de 24 e 36

meses. Determinou-se, então, a probabilidade máxima de falta de liquidez em função de uma suposta meta (cumprida) de *superávit* primário como percentual do PIB, para os 6 cenários.



**Figura 4.14: Probabilidade de falta de liquidez em 24 meses, em função do *superávit* primário/PIB**



**Figura 4.15: Probabilidade de falta de liquidez em 36 meses, em função do *superávit* primário/PIB.**

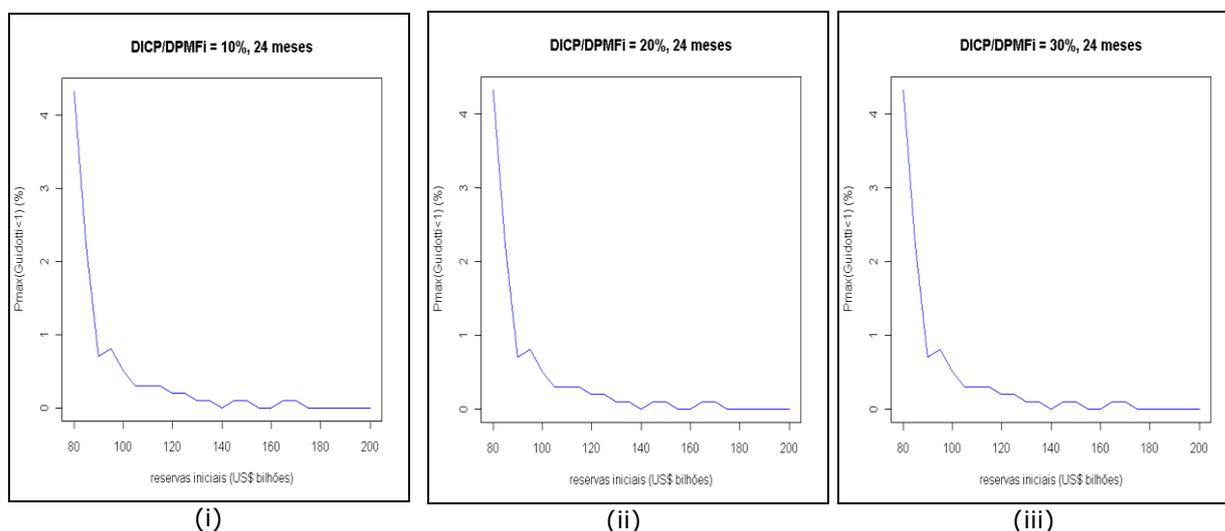
Para reservas iniciais de US\$200 bilhões, a probabilidade máxima de ocorrer falta de liquidez é zero, em 24 meses, e 0,10% em 36 meses. Para US\$100 bilhões, a probabilidade de

falta de liquidez pode ultrapassar 1% em 24 meses, quando o *superávit* primário é inferior a 2% do PIB, e em 36 meses, para *superávit* primário superior a 4% do PIB.

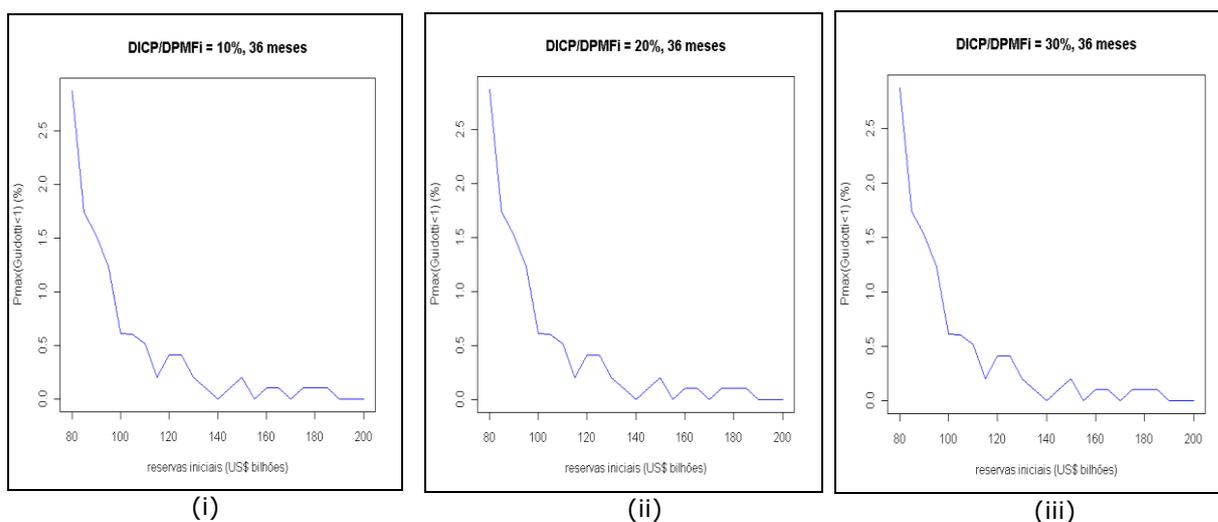
Procurou-se o valor inicial mínimo das reservas internacionais a partir do qual se obtém probabilidade de liquidez maior do que 99% para todas as supostas metas de *superávit* primário/PIB, nos 2 horizontes de tempo. O valor encontrado foi de US\$105 bilhões.

#### 4.4.3.3 Variação da dívida interna de curto prazo

Fixou-se o percentual da dívida interna de curto prazo nos valores de 10, 20 e 30%, variando-se as reservas iniciais entre 80 e 200 bilhões, nos 2 horizontes de tempo. Calculou-se a probabilidade máxima de a Razão de Guidotti ser inferior a 1 nos 6 cenários.



**Figura 4.16: Probabilidade de falta de liquidez em 24 meses, para dívida interna de curto prazo fixa em 10, 20 ou 30% da dívida pública federal interna**



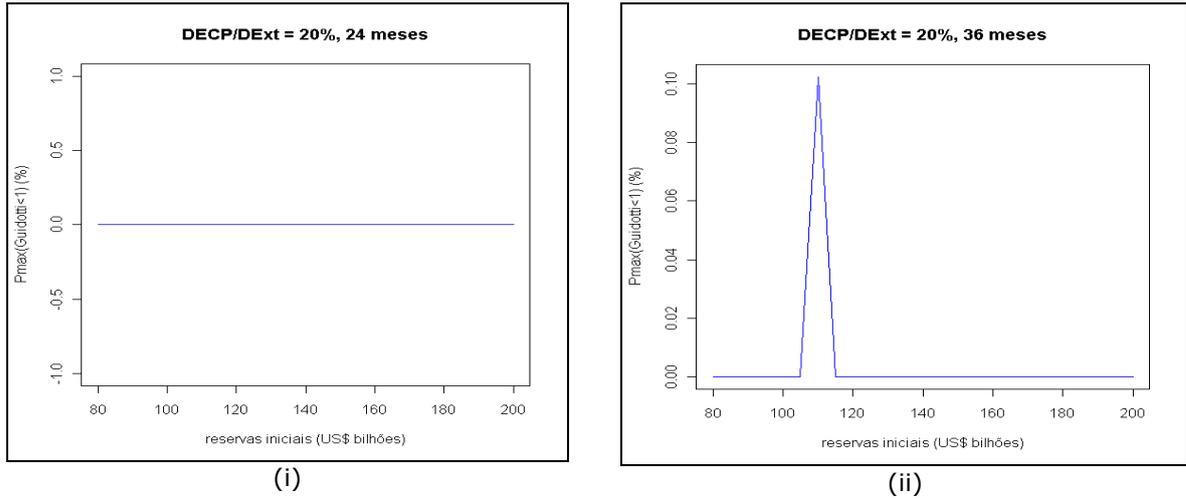
**Figura 4.17: Probabilidade de falta de liquidez em 36 meses, para dívida interna de curto prazo fixa em 10, 20 ou 30% da dívida pública federal interna**

O volume inicial de reservas requerido para manter a liquidez com 99% de confiança por 24 meses foi de US\$90 bilhões, e por 36 meses, US\$100 bilhões. Não houve variação das reservas mínimas requeridas em função do nível fixo da dívida interna de curto prazo percentual. No entanto, nos dois horizontes de tempo simulados, a liquidez é garantida com um nível de reservas mais baixo do que nos casos em que a dívida interna de curto prazo % é variável (seções 4.4.3.1 e 4.4.3.2).

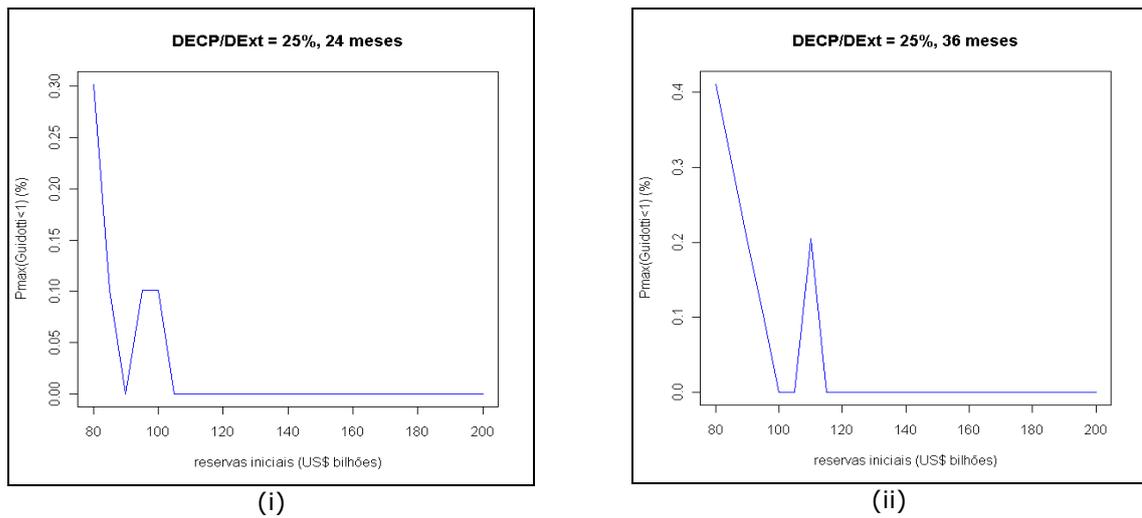
#### 4.4.3.4 Dívida externa de curto prazo fixa

A seguir, permitiu-se a variação natural de todas as variáveis, exceto da dívida externa de curto prazo, fixada nos patamares de 20, 25 e 30% da dívida externa total. Variou-se o nível inicial de reservas entre 80 e 200 bilhões, nos horizontes de 24 e 36 meses, e calculou-se a probabilidade máxima de a Razão de Guidotti ser inferior a 1 em cada um dos 6 cenários simulados.

Para a dívida externa de curto prazo fixa em 20 ou 25%, a probabilidade de falta de liquidez mantém-se abaixo de 1% nos dois horizontes de tempo, para qualquer dos níveis iniciais testados de reservas internacionais. Partindo-se do menor volume simulado, por exemplo, de US\$80 bilhões, a probabilidade máxima de falta de liquidez obtida foi de 0,4%.

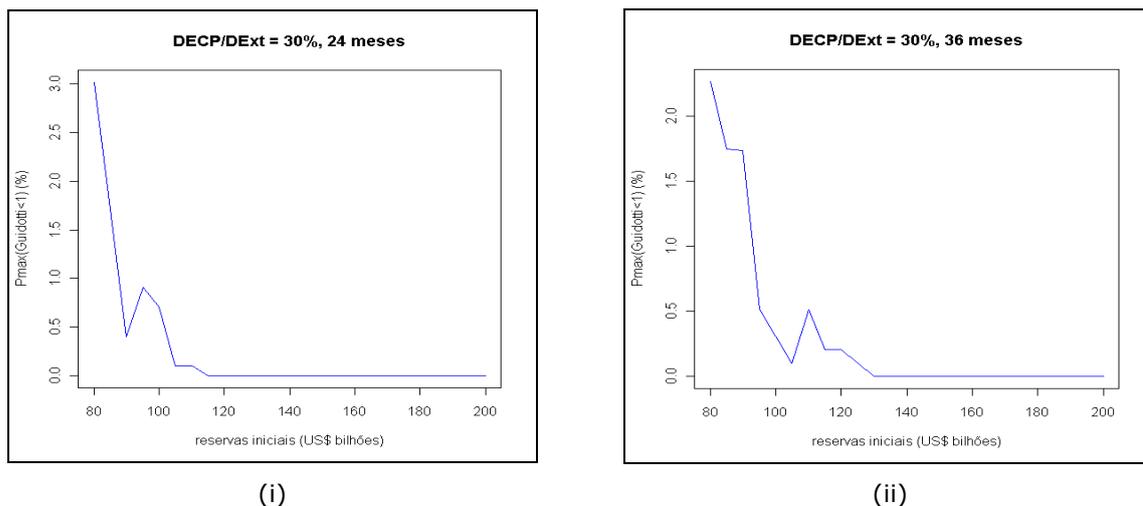


**Figura 4.18: Probabilidade de falta de liquidez em função das reservas iniciais, para dívida externa de curto prazo fixa em 20%**



**Figura 4.19: Probabilidade de falta de liquidez em função das reservas iniciais, para dívida externa de curto prazo fixa em 25%**

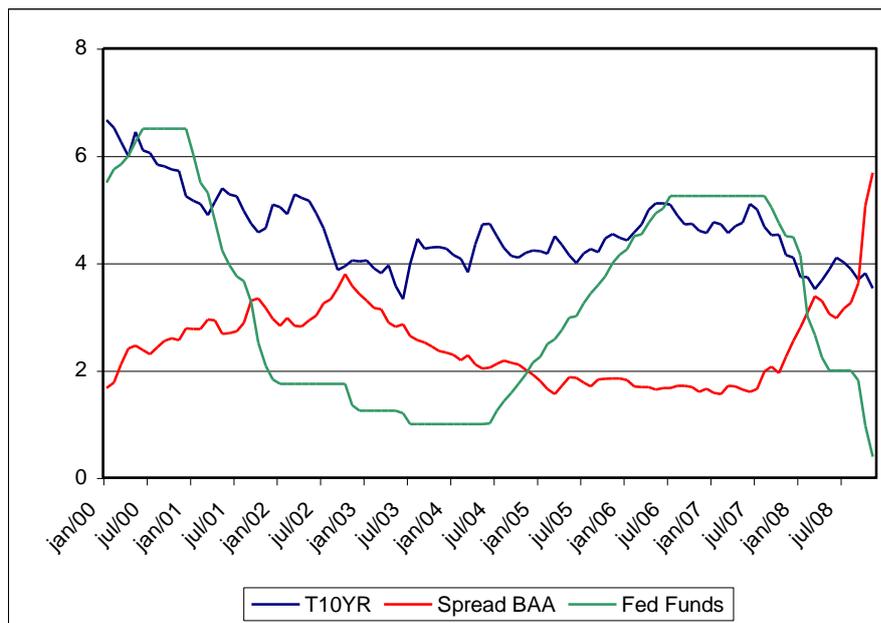
Já para o percentual de dívida externa de curto prazo fixo em 30%, o nível inicial de reservas necessário para manter a liquidez, com 99% de confiança, aumenta nos dois horizontes de tempo. É de US\$90 bilhões para uma garantia de 24 meses, e de US\$95 bilhões, para 36 meses.



**Figura 4.20: Probabilidade de falta de liquidez em função das reservas iniciais, para dívida externa de curto prazo fixa em 30%**

#### 4.4.3.5 Condições de crise internacional

Segundo o comportamento das variáveis externas verificado na amostra de jan/2000 a jun/2008, um aumento no retorno dos *treasuries* de 10 anos é relacionado a uma queda na taxa de *Fed Funds* (*steepening* da curva de juros) e a uma diminuição do *spread* no retorno do índice Moody's BAA de bônus corporativos (medida de aversão ao risco). Isso pode ser explicado pelo fenômeno conhecido como "*flight-to-quality*" em momentos de maior apreensão do mercado, em que há uma troca de papéis mais arriscados por títulos considerados seguros. Nessas circunstâncias, tem-se queda nos preços de títulos considerados de risco, como os do índice BAA, e aumento do preço dos *treasuries* em geral, fazendo com que o retorno dos títulos corporativos aumente, o dos *treasuries* de 10 anos caia, e o *spread* entre eles aumente. Isso ocorre geralmente antes de uma ação efetiva por parte do governo americano, através do corte da taxa de Fed Funds. Quando o Fed começa a agir, cortando a taxa de juros para estimular a economia, o mercado se tranquiliza e reflete nas taxas de longo prazo as perspectivas de recuperação.



**Figura 4.21: Correlação entre o retorno dos *treasuries* de 10 anos, aversão ao risco e taxa de Fed Funds no período de jan/2000 a nov/2008.**

Pelo gráfico da Figura 4.21, percebe-se, no entanto, que em momentos de grandes crises da economia americana (e internacional, conseqüentemente), como em 2001-2002 e no período mais recente, a partir de junho/2008, não se verifica a correlação negativa entre a taxa de Fed Funds e o retorno dos títulos de 10 anos.

Portanto, foram simulados cenários de crise internacional, forçando-se, nos primeiros 6 meses de cada horizonte de simulação:

- a) queda gradual no retorno dos *treasuries* de 10 anos para 3,5%a.a.<sup>16</sup> ou 3,0%a.a.<sup>17</sup>;
- b) aumento no *spread* BAA para 6,0%a.a.<sup>18</sup> ou 7,0%a.a.;
- c) corte da taxa de Fed Funds para 0,3%a.a. ou 0,1%a.a.<sup>19</sup>;

num total de 8 cenários para cada horizonte de tempo (24 ou 36 meses).

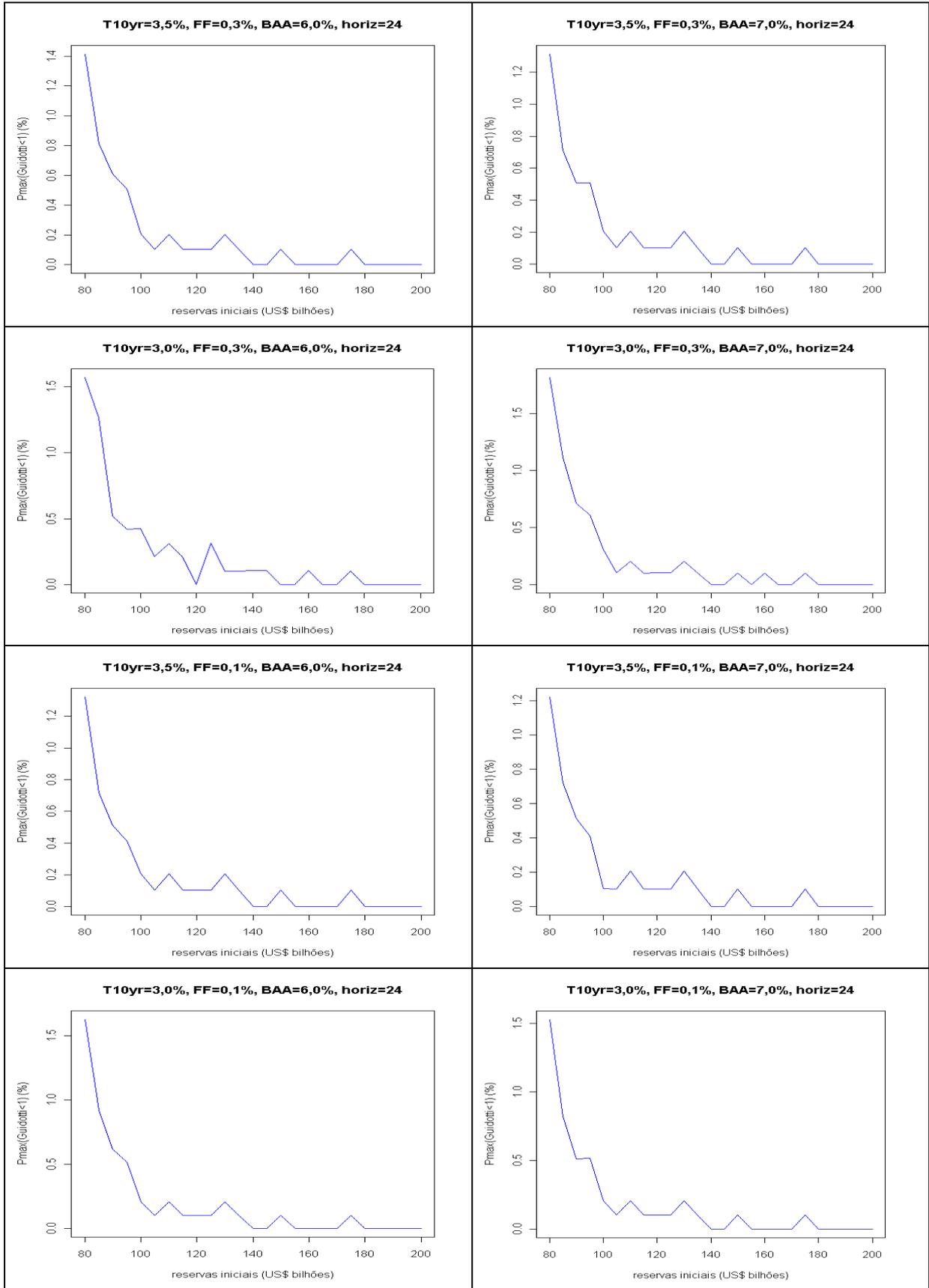
O nível mínimo de reservas internacionais requerido para manter a Razão de Guidotti acima de 1 com 99% de confiança foi, para o horizonte de 24 meses, igual ou superior ao para 36 meses. Isso é coerente com o fato de o cenário de crise concentrar-se nos primeiros 6 meses simulados, deixando-se, nos meses seguintes, as variáveis seguirem sua tendência natural modelada. Por esse motivo, são apresentados apenas os resultados das simulações para 24 meses.

<sup>16</sup> Valor real de fechamento do mês de novembro/2008.

<sup>17</sup> Próximo ao mínimo histórico, de 2,88%a.a. em abril/1958.

<sup>18</sup> Acima do nível de fechamento em novembro/2008, de 5,68%a.a.

<sup>19</sup> Em novembro/2008, o Fed estabeleceu a meta para a taxa de Fed Funds entre 0 e 0,5%a.a. (a média do mês foi de 0,39%).



**Figura 4.22: Probabilidade máxima de falta de liquidez no decorrer de 24 meses, em função do nível inicial de reservas, com crise internacional se intensificando nos primeiros 6 meses.**

O valor inicial requerido de reservas para manter a liquidez externa nos cenários de crise simulados ficou entre US\$85 e 90 bilhões. A condição que mais influenciou na demanda por reservas foi a queda no retorno dos *treasuries* de 10 anos. Os diferentes níveis de aumento do índice de aversão ao risco e da queda da taxa de Fed Funds forneceram resultados distintos, mas não o suficiente para alterar o nível mínimo de reservas internacionais que mantém abaixo de 1% a probabilidade de falta de liquidez no decorrer de 2 anos.

#### 4.4.3.6 Custos de estratégias alternativas

Nessa análise, simularam-se alguns cenários alternativos, combinando diferentes níveis iniciais de reservas, metas de *superávit* primário e percentuais de dívida interna ou externa de curto prazo. O objetivo foi comparar, entre as estratégias que mantêm a liquidez, o custo em termos de juros médios da dívida (externa total + pública federal interna) em um horizonte de 60 meses.

Os resultados apresentados na Tabela 4.4 mostraram influência unicamente do nível de reservas internacionais e da meta de *superávit* primário (% PIB) sobre o custo da dívida. Já a probabilidade de a razão de Guidotti manter-se acima de 1 no decorrer do horizonte de 60 meses é influenciada pelo nível de reservas e pelo percentual da dívida externa de curto prazo (para níveis mais baixos de reserva). Por esse motivo, repetimos a análise para a tendência atual da dívida pública interna de curto prazo (%) (Figs. 4.23 e 4.24), variando apenas as reservas iniciais, *superávit* primário e DECP (%), com mais níveis (resultados na Tabela 4.5).

**Tabela 4.4: Cenários alternativos simulados para verificar o custo médio da dívida em 60 meses.**

	Cenários															
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P
Reservas	100	100	100	100	200	200	200	200	100	100	100	100	200	200	200	200
<i>Superávit</i> Primário (%PIB)	2	2	2	2	2	2	2	2	4	4	4	4	4	4	4	4
% DICP	10	10	30	30	10	10	30	30	10	10	30	30	10	10	30	30
% DECP	20	30	20	30	20	30	20	30	20	30	20	30	20	30	20	30
$P_{max}(\text{Guid} < 1)$	0,11	0,66	0,11	0,66	0,00	0,00	0,00	0,00	0,11	0,66	0,11	0,66	0,00	0,00	0,00	0,00
Juros dívida (US\$ bi)	19,6	19,6	19,6	19,6	19,5	19,5	19,5	19,5	17,4	17,4	17,4	17,4	17,3	17,3	17,3	17,3

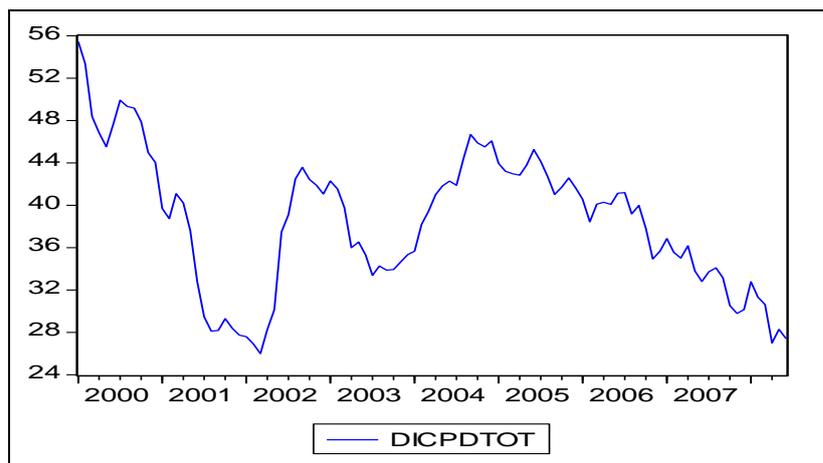


Figura 4.23: Percentual da dívida pública interna de curto prazo no período jan/2000-jun/2008.

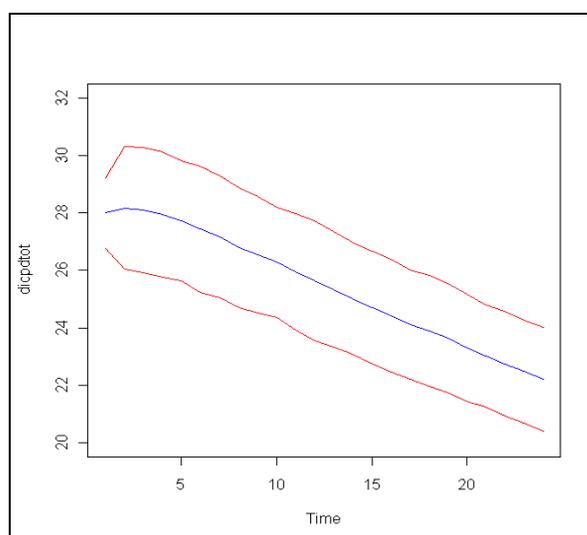


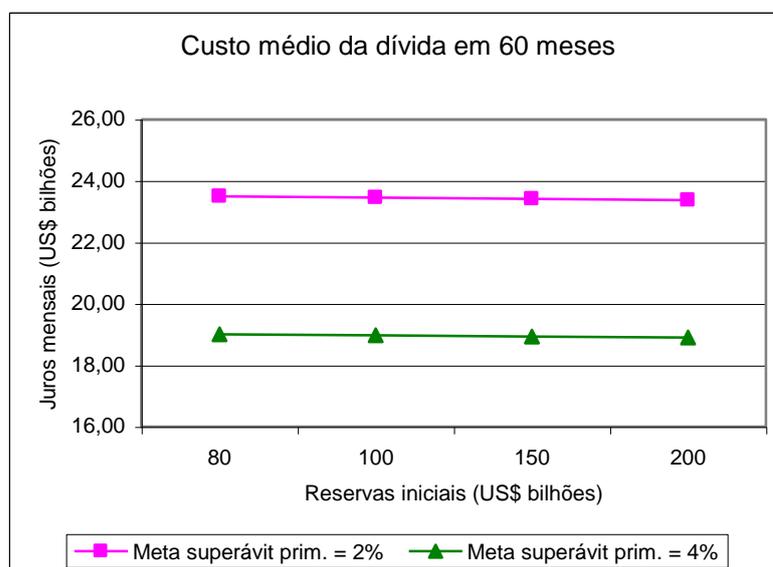
Figura 4.24: Comportamento simulado (média +/- 2 desvios padrão) para DICP (%) em 24 meses, segundo modelo para a tendência amostral.

Tabela 4.5: Cenários alternativos simulados para diferentes níveis de reservas internacionais, com variação natural da DICP (%).

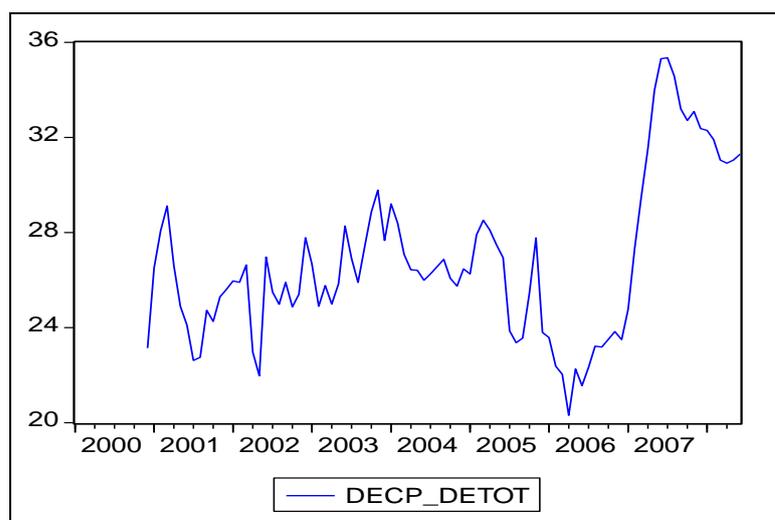
	Cenários															
	Q	<b>R</b>	S	T	U	V	W	X	Y	<b>Z</b>	AA	AB	AC	AD	AE	AF
Reservas	80	<b>80</b>	100	100	150	150	200	200	80	<b>80</b>	100	100	150	150	200	200
Superávit Primário (%PIB)	2	<b>2</b>	2	2	2	2	2	2	4	<b>4</b>	4	4	4	4	4	4
% DECP	20	<b>30</b>	20	30	20	30	20	30	20	<b>30</b>	20	30	20	30	20	30
$P_{max}(Guid < 1)$	0,22	<b>2,8</b>	0,0	0,98	0,0	0,11	0,0	0,0	0,22	<b>2,8</b>	0,0	0,98	0,0	0,11	0,0	0,0
Juros dívida (US\$ bi)	23,5	<b>23,5</b>	23,45	23,45	23,41	23,41	23,37	23,37	19,0	<b>19,0</b>	18,97	18,97	18,93	18,93	18,9	18,9

Percebe-se uma leve diminuição gradativa do custo médio da dívida externa total + dívida pública interna em 60 meses, à medida que aumenta o nível inicial de reservas. Entretanto, verifica-se muito maior sensibilidade do custo em relação à meta de *superávit* primário. Como se pode ver no gráfico da Figura 4.25, um *superávit* primário de 2% do PIB com reservas de US\$ 200 bilhões resultaria em um custo médio estimado da dívida de US\$ 23,37 bilhões/mês em 60 meses, ao passo que com um *superávit* primário de 4% e reservas de apenas US\$80 bilhões, o custo seria de US\$ 19,0 bilhões mensais (uma economia de 23%).

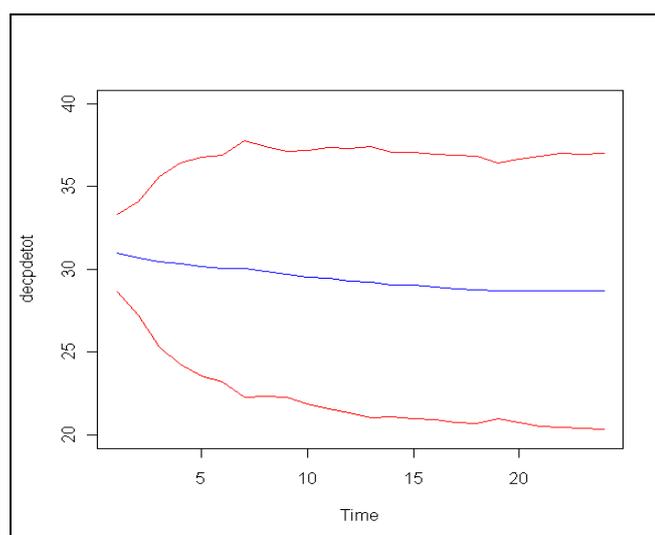
A restrição para essa estratégia seria a manutenção do percentual da dívida externa de curto prazo em um nível adequado para garantir a liquidez externa com 99% de confiança. Nos cenários simulados, obteve-se, para reservas iniciais de US\$ 80 bilhões e DECP = 30% da total, probabilidade de 2,8% de a razão de Guidotti ficar abaixo de 1 em algum momento do horizonte de 60 meses.



**Figura 4.25: Custo da dívida em função do nível de reservas internacionais e *superávit* primário.**



**Figura 4.26: Percentual da dívida externa de curto prazo no período estudado: jan/2000-jun/2008.**



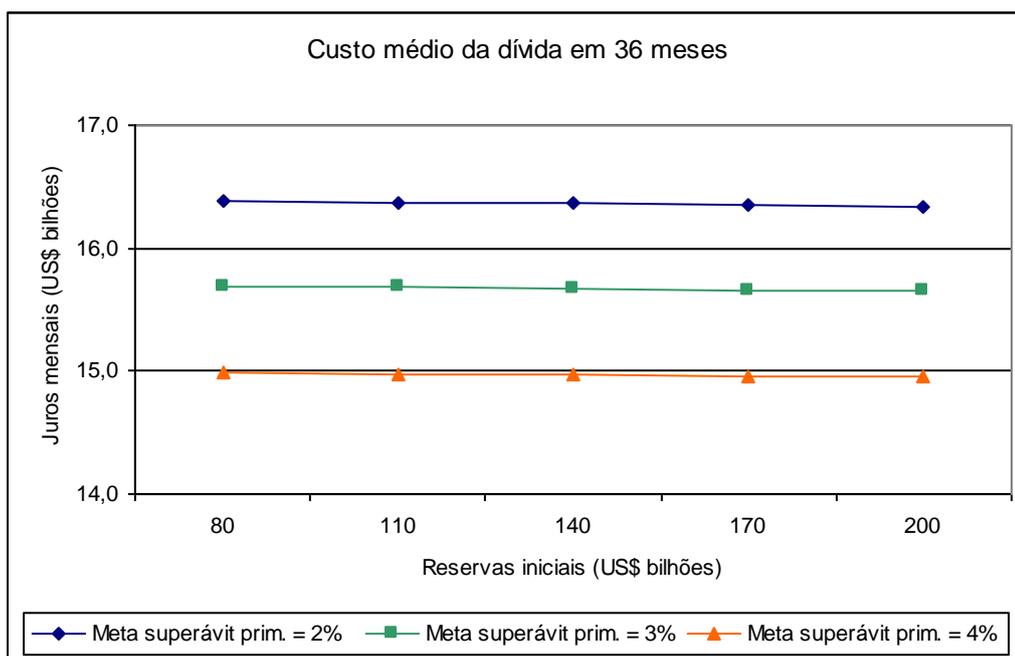
**Figura 4.27: Comportamento simulado (média +/- 2 desvios padrão) para DECP (%) em 24 meses, segundo a tendência amostral modelada.**

Por fim, foram simulados cenários para um horizonte de tempo de 36 meses, fixando-se apenas o nível inicial de reservas e o *superávit* primário (dívidas interna e externa de curto prazo seguindo a tendência modelada a partir da amostra, conforme ilustrado nas Fig. 4.24 e 4.27). O objetivo foi verificar se a sensibilidade do custo médio da dívida às reservas e *superávit* primário difere quando se muda o prazo de análise.

**Tabela 4.6: Cenários alternativos simulados para o horizonte de 36 meses, com variação natural da DICP (%) e DECP (%).**

	Cenários														
	AG	AH	AI	AJ	AK	AL	AM	AN	AO	AP	AQ	AR	AS	AT	AU
Reservas	80	110	140	170	200	80	110	140	170	200	80	110	140	170	200
<i>Superávit Primário</i> (%PIB)	2	2	2	2	2	3	3	3	3	3	4	4	4	4	4
$P_{max}(\text{Guid}<1)$	2,25	0,41	0,0	0,0	0,0	2,25	0,41	0,0	0,0	0,0	2,25	0,41	0,0	0,0	0,0
Juros dívida (US\$ bi)	16,38	16,37	16,36	16,35	16,34	15,69	15,68	15,67	15,66	15,65	14,99	14,98	14,97	14,96	14,95

Novamente, os resultados apontam para um leve decréscimo no custo da dívida em 36 meses, com o aumento das reservas iniciais (US\$ 10 milhões/US\$ 30 bilhões a mais de reservas), enquanto que o aumento na meta de *superávit* primário causa impacto bem maior (em torno de US\$ 700 milhões/ponto percentual)



**Figura 4.28: Custo da dívida em função do nível de reservas internacionais e *superávit* primário.**

#### 4.4.4 Discussão dos resultados

Em todos os cenários simulados, a necessidade de reservas para manter uma liquidez externa adequada por no mínimo 24 meses foi de aproximadamente a metade do volume atual, variando entre US\$85 e 105 bilhões, conforme as demais condições supostas para a economia.

Entretanto, os modelos estimados não previram os valores alcançados pelas taxas de juros externas, *spread* soberano e taxa de câmbio durante a crise deflagrada no final de 2008, tornando necessário arbitrar valores mais realistas para essas variáveis. Essa situação demonstra o risco de basear-se em tendências históricas na previsão de crises. A recente crise dos *subprimes* americanos (2007-2008) já havia colocado sob suspeita a eficiência da metodologia de VaR (da qual esse estudo é uma adaptação) para a estimativa de perdas em carteiras de investimento. As falhas, contudo, parecem estar mais relacionadas aos à modelagem do comportamento das séries envolvidas do que à metodologia em si. Ocorre que as probabilidades de perda (ou de falta de liquidez, no presente estudo) são geralmente estimadas com o comportamento “normal” das variáveis, e não com os valores extremos assumidos durante crises financeiras. Daí a necessidade de testes de *stress* com cenários realistas de crise. Não é à toa que o Comitê de Basileia, na atual revisão das regras prudenciais constantes do Acordo de Basileia, não questionou o uso do VaR para medida do Risco de Mercado, mas incluiu a exigência da adoção de programas bem definidos e documentados de testes de *stress* pelas instituições financeiras (BIS, 2009).

No entanto, quando as variáveis deste estudo são forçadas a assumir valores iguais ou piores aos verificados durante a crise dos *subprimes*, a demanda por reservas para manter a liquidez não aumenta de forma significativa. Inclusive o volume inicial de reservas necessário é estimado em US\$85 bilhões, valor abaixo dos obtidos para cenários menos turbulentos. Embora não se tenham encontrado estudos semelhantes na literatura, para fins de comparação, a previsão (contraintuitiva) relacionada ao cenário de crise está em linha com os fatos. Pouco antes do aprofundamento da crise, em setembro de 2008, as reservas internacionais brasileiras encontravam-se no patamar de US\$200 bilhões. Apesar das intervenções que se fizeram necessárias no mercado de câmbio, em decorrência da retração nos fluxos de capitais estrangeiros, no final de fev/2009 as reservas continuavam em torno de US\$200 bilhões.

Supõe-se que a robustez observada esteja relacionada à composição das reservas (Fig. 4.5), que se encontram investidas majoritariamente (mais de 90%) em títulos de renda fixa do tesouro americano (*treasuries*). Em momentos de crise, com a queda das taxas de juro e aumento da aversão ao risco, o valor de mercado desses títulos aumenta, mantendo o nível das reservas brasileiras, a despeito de possíveis intervenções de venda para estabilizar o mercado doméstico de câmbio. Essa hipótese é reforçada pela crescente importância da parcela de *mark-to-market* (reavaliação a valor de mercado) na evolução das reservas, em detrimento do resultado do balanço de pagamentos, como se pode observar no gráfico da Fig. 4.4.

Outro resultado aparentemente inesperado é a não influência do percentual da dívida interna de curto prazo sobre o nível de reservas seguro, uma vez que o modelo estimado no estudo de caso do Cap. 3 considera sua influência sobre o *spread* soberano (que, por sua vez, afeta a taxa de câmbio, entre outras variáveis deste estudo). Entretanto, o modelo aqui utilizado para o *spread*

soberano é o de correção de erros, em primeiras diferenças, que torna nulo o efeito da dívida interna de curto prazo quando seu valor é fixo. Essa é uma questão a ser observada em futuros estudos de simulação, quando se desejar fixar valores para determinadas variáveis.

As variáveis que demonstraram maior influência sobre o nível requerido de reservas internacionais para manter a liquidez externa foram: dívida externa de curto prazo (% da total) e *superávit* primário (% PIB). Felizmente, são variáveis que dependem de decisões internas do governo, e não de fatores externos imprevisíveis ou sobre os quais o país não tem ingerência.

A análise de custos de estratégias alternativas também aponta para a grande importância dessas duas variáveis, uma vez que os menores custos (juros médios previstos para as dívidas externa total e interna pública federal) foram estimados para metas maiores de *superávit* primário. O nível de reservas internacionais realmente apresenta poder de redução no custo da dívida, como sugerido por Moreno e Turner (2004), provavelmente através de seu efeito sobre o *spread* soberano, que se torna mais evidente em horizontes de tempo mais longos (60 meses versus 36, neste estudo). No entanto, a redução nos juros da dívida provocada pelo aumento das reservas pode ser considerada desprezível, em comparação com a resultante do aumento no *superávit* primário.

É digna de nota a previsão de manutenção da liquidez desejada por até 60 meses, para um volume inicial de reservas de apenas US\$ 80 bilhões e *superávit* primário de 2% do PIB, desde que a dívida externa de curto prazo se mantenha em patamares abaixo do atual (20%, por exemplo). A alternativa que resultou em menor custo, supondo manter as atuais tendências da dívida externa de curto prazo e nível de reservas, é o aumento da meta de *superávit* primário. Cabe ressaltar que o efeito de redução de custos é obtido quase que exclusivamente pelo aumento do *superávit* primário (diminuição da dívida interna), com participação irrisória do nível de reservas, que pode ser baixado consideravelmente, garantindo-se a liquidez através do ajuste da dívida externa de curto prazo.

#### **4.5. Conclusão**

Supondo que o principal objetivo da manutenção de reservas internacionais por um país seja honrar seus compromissos externos em épocas de crise, o enorme volume de reservas acumulado pelo Brasil e demais países emergentes tem sido amplamente questionado nos últimos 5 anos. Existem dúvidas quanto à necessidade de tal nível de reservas, motivações dos países para tal prática e possibilidade de adoção de estratégias alternativas com menor custo (RODRIG, 2006).

Assim, este trabalho teve como objetivo principal avaliar a adequação do atual nível de reservas internacionais brasileiras, através de um estudo de *Liquidity-at-Risk* (sugerido por GREENSPAN, 1999). Adotou-se como critério de liquidez a razão de Guidotti (reservas/dívida externa de curto prazo), estipulando-se como aceitáveis valores acima de 1. Essa variável foi calculada mês a mês, para diversos cenários e horizontes de tempo, a partir das trajetórias simuladas para os fatores envolvidos na evolução das reservas e dívida externa brasileiras,

obtendo-se, a cada mês, a probabilidade não-paramétrica (abordagem frequencista, para 1000 replicações) de falta de liquidez (razão de Guidotti menor do que 1).

O estudo de simulação exigiu a estimação prévia de modelos apropriados a cada variável envolvida na evolução das reservas internacionais e dívida externa de curto prazo, incluindo variáveis externas e um modelo macroeconômico para os fundamentos domésticos. Após, as equações de evolução das variáveis foram implementadas em um extenso algoritmo computacional (Apêndice M), para simulação de suas trajetórias futuras. Diversos cenários alternativos foram testados, variando-se o volume inicial de reservas, percentual das dívidas externa e interna de curto prazo, meta de *superávit* primário, índice de aversão ao risco e taxas de juros americanas.

Obeve-se a manutenção da liquidez (razão de Guidotti acima de 1) com 99% de confiança, em todos os horizontes de tempo estudados, quando as reservas internacionais iniciais situavam-se acima de US\$105 bilhões. Os resultados das simulações mostraram grande aumento na probabilidade de falta de liquidez para valores de reservas internacionais abaixo de US\$85 bilhões. Contudo, em determinadas condições de taxas de juros externas, perfil de endividamento ou meta de *superávit* primário, é possível garantir a liquidez com reservas iniciais tão baixas como US\$80 bilhões (talvez menos, mas esse foi o mínimo analisado). Já para volumes acima desse patamar, a manutenção da liquidez se torna bastante robusta às variações de condições da economia doméstica ou internacional.

Pode-se inferir que o nível atual de reservas mantidas pelo Brasil, muito acima do estritamente necessário para garantir a liquidez externa no cenário vigente e em todas situações simuladas neste estudo, não atende somente a critérios de segurança (hipótese precaucionária), mas visa provavelmente a causar um efeito de credibilidade perante a comunidade internacional. Percebe-se, também, que um menor nível de reservas exige que o governo mantenha determinadas metas de *superávit* primário ou de perfil de endividamento, ao passo que um grande volume excedente confere maior flexibilidade na condução da política fiscal. Essa é outra motivação bastante plausível para justificar a estratégia de acúmulo de reservas observada.

Mais ainda, decisões do governo e das empresas sobre o perfil da dívida parecem ser mais importantes para a manutenção da liquidez do que a evolução natural do nível de reservas internacionais. A análise de custos, baseada nos juros médios previstos para a dívida externa total e dívida pública federal interna, mostra que o aumento das reservas tem o poder de diminuir o custo de endividamento no longo prazo, mas de forma insignificante, quando comparado a outras estratégias. Garantida a liquidez com um perfil de endividamento adequado, o estudo apontou como melhor alternativa para redução dos custos da dívida o aumento do *superávit* primário, em vez do acúmulo subsequente de reservas. Apesar das críticas endereçadas às metas mais rígidas de *superávit* primário adotadas nos últimos anos, que prejudicariam o crescimento da economia, acredita-se que os objetivos podem ser conciliados, pois a questão não é o *quanto* o governo deve economizar, mas *onde*.

O resultado surpreendente de que, mesmo em um cenário de crise internacional (nos testes de *stress* e na realidade), a liquidez não se mostrou ameaçada, levanta a questão da estratégia de investimento das reservas, que parece ter sido um importante fator de robustez das mesmas (ao invés do volume) e é um tema que deve ser avaliado mais a fundo.

Acredita-se que este trabalho seja apenas um ponto de partida para inúmeros aperfeiçoamentos possíveis, com o uso de modelos mais precisos, que levarão a resultados mais confiáveis. Sugere-se principalmente a busca de alternativas ao uso do VAR, adotado em outros estudos (GARCIA e RIGOBON, 2004), ou de equações independentes, como neste e em Silva Jr, Cajueiro e Yoneyama (2004), a fim de captar adequadamente a interdependência entre as equações, considerando a heterocedasticidade das correlações; uma possibilidade é o uso de modelos GARCH multivariados.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta tese avaliou o papel das reservas internacionais brasileiras na aquisição de credibilidade e diminuição dos custos de endividamento, bem como a adequação do volume atual, através de três estudos de caso.

O primeiro estudo teve como objetivo investigar os fatores determinantes na atribuição da classificação de risco do Brasil pelas agências Moody's, Standard & Poors e Fitch, através de modelos *ordered logit*, visto tratar-se de uma variável dependente discreta e ordinal. Estimou-se o poder explicativo de diversas variáveis macroeconômicas e financeiras, com especial interesse nos indicadores relacionados às reservas internacionais.

O trabalho inovou em relação às abordagens encontradas na literatura, ao testar inúmeros modelos alternativos, gerados por diferentes combinações entre variáveis que não apresentavam alta correlação entre si. Isso permitiu a avaliação comparativa do poder explicativo de indicadores semelhantes, bem como a detecção de importâncias insuspeitas ou irrelevância, no contexto atual, de variáveis frequentemente incluídas em estudos anteriores.

Os melhores modelos obtidos foram os que utilizaram as variáveis DPELiq/PIB, IPCAaa e IED12M/PIB. A variável DICP/DTot foi altamente significativa em todos os modelos testados.

Os resultados da análise confirmam:

- a) a significância de todas as medidas (absoluta ou relativas) testadas do nível de reservas internacionais mantidas pelo Brasil na explicação do *rating* de crédito soberano;
- b) o maior poder explicativo do indicador DPELiq/PIB, uma medida relativa entre reservas, dívida e capacidade de pagamento, em detrimento do nível absoluto;
- c) o discurso das agências de *rating*, de que o aumento das reservas internacionais é importante, mas não suficiente, para proporcionar maior credibilidade ao país;
- d) a relevância, também destacada pelas agências de *rating*, do perfil de endividamento e da perspectiva de crescimento do PIB (influenciado pela inflação e taxa de juros) na avaliação da classificação de risco de crédito do país.
- e) a variação não-linear da escala de *rating* em relação às variáveis explicativas, o que desaconselha o uso de modelos contínuos para a estimação dos efeitos de seus determinantes.

Pode-se depreender, a partir desses resultados, que a política de acúmulo de reservas adotada pelo Brasil contribuiu para o aumento do *rating* soberano de crédito principalmente pelo efeito de diminuição da dívida externa líquida. A continuidade dessa estratégia, porém, não será totalmente efetiva na obtenção de melhores *ratings* se não for acompanhada do controle consistente da inflação, da melhora na relação dívida pública externa/PIB (pela diminuição da dívida e/ou aumento do PIB) e de uma tentativa de melhorar o perfil dos vencimentos da dívida pública, inclusive a interna.

O segundo estudo analisou a influência do nível de reservas, de diversos fundamentos macroeconômicos e do *rating* médio de crédito (média entre Moody's e S&P – variável SPM) sobre o *spread* soberano, medido pelo EMBI+Br. O modelo teórico utilizado baseou-se na proposta de

Rozada e Yeyati (2006), que considera os efeitos da aversão ao risco, crises políticas e liquidez internacional na determinação do *spread* soberano de um país.

A contribuição trazida por esse trabalho consistiu na inclusão de todos esses fatores em um estudo específico para um único país, ao contrário das análises em painel ou *cross-section*, mais comuns na literatura. Os estudos específicos revisados utilizaram diferentes subgrupos dos fatores incluídos na presente análise, mas não todos. Inovou-se também na estimação de diversas combinações possíveis entre as variáveis explicativas, a fim de selecionar os indicadores mais apropriados para cada efeito (aversão ao risco, taxa de juros internacional, liquidez interna, endividamento, perspectivas de crescimento, etc.). O período mais atual da amostra também contribuiu para uma reavaliação das relações que se deseja determinar, uma vez que elas são variáveis no tempo.

A existência de cointegração entre as variáveis exigiu a estimação das relações de longo prazo, em nível; e de curto prazo, com as séries em primeiras diferenças e um termo de correção dos desvios do equilíbrio de longo prazo (modelos de correção de erros). Novamente, as medidas relativas e absoluta de reservas apresentaram significância a 1%, com exceção da variável DPEliq/PIB (não-significativa para nível de confiança de até 10%); essa variável possui uma relação mais intrincada, possivelmente de retroalimentação, com o *spread* soberano, exigindo o uso de modelagem diversa da utilizada para sua quantificação em estudos futuros. O melhor modelo obtido incluiu o nível absoluto de reservas internacionais no longo prazo, embora suas variações não expliquem as variações de curto prazo do EMBI+Br. Os fatores mais significativos nos modelos de curto prazo foram as variações em: DICP/DTot, DPLiq/PIB, CrescExp, ResPri/PIB e *spread* de títulos BAA (indicador de aversão ao risco).

Assim, novamente se observa que o aumento no nível de reservas é um fator que possui forte relação com uma medida de credibilidade do país no mercado financeiro internacional; entretanto, dentre as variáveis explicativas mais relacionadas à variação do *spread* soberano no curto prazo estão a aversão global ao risco (incontrolável) e as controláveis pelo governo brasileiro, que dizem respeito à dívida pública, perfil de vencimentos da dívida interna e *superávit* primário (%PIB). Uma vez que o Banco Central do Brasil (autoridade monetária) não possui ingerência sobre esses assuntos, os resultados indicam, como no caso do *rating* de crédito, a necessidade de uma coordenação entre as políticas monetária e fiscal para a maximização da credibilidade do país, que se traduz em maiores investimentos externos, com menor custo.

A despeito dos interessantes resultados obtidos neste estudo, é importante ressaltar que o *spread* soberano provavelmente se tornará uma medida cada vez menos precisa da percepção do mercado sobre o risco-país, à medida que os títulos de maior liquidez sejam resgatados pelo Tesouro Nacional. Por essa razão, recomenda-se o uso alternativo, em trabalhos futuros, do *spread* dos CDS de 5 anos em títulos soberanos. Esses derivativos têm apresentado crescente liquidez nos mercados internacionais nos últimos anos, respondendo de forma muito mais dinâmica aos movimentos do mercado financeiro.

O primeiro estudo de caso evidenciou a relação entre as reservas e o *rating* de crédito, ao passo que o segundo, entre elas e o *spread* soberano. Esse resultado, aliado ao possível efeito do *spread* soberano sobre inflação, dívida externa líquida (%PIB) e razão entre reservas e dívida total (detectado nos testes de causalidade de Granger), permite-nos levantar a hipótese de o nível de reservas internacionais ser causador de um ciclo virtuoso na economia. Seu papel na diminuição da

dívida pública líquida proporciona maior credibilidade, que se traduz em maior *rating* de crédito e menor *spread* soberano. Estes atuam na redução do custo de endividamento externo e atração de capital estrangeiro, diminuindo a taxa de câmbio e, possivelmente, a inflação e a taxa de juros; isso tende a contribuir para o crescimento do PIB, que proporciona maior *superávit* primário, subsequentes diminuições na dívida pública (menor necessidade de financiamento e menores juros), e assim por diante.

A questão que permaneceu foi se o nível atual de reservas no Brasil, apesar do efeito positivo estimado pelas duas primeiras análises, é excessivo, ou se, ao contrário, ainda seria insuficiente para proteger o país em caso de novas crises de liquidez internacional. O terceiro estudo de caso implementou, portanto, a abordagem (GREENSPAN, 1999; WILLIAMS, 2006) de avaliação do nível mínimo requerido de reservas internacionais para manter a liquidez externa, através de uma análise de *Liquidity-at-Risk*. Não foi encontrada a aplicação dessa abordagem na literatura sobre reservas internacionais, nem para o Brasil nem para outros países. Adaptou-se, então, a metodologia de *Value-at-Risk* utilizada em trabalhos sobre a sustentabilidade da dívida pública brasileira (SILVA JR, CAJUEIRO E YONEYAMA, 2004; GARCIA e RIGOBON, 2004).

Enquanto que os tradicionais modelos de nível ótimo de reservas internacionais baseiam-se em minimização de custos, considerou-se aqui que o custo de não haver reservas suficientes é proibitivo, e o nível mínimo adequado é o que garante o cumprimento dos compromissos externos na eventualidade de uma crise de grandes proporções, que impeça o refinanciamento da dívida durante 1 ano. Assim, a medida de liquidez adotada foi a razão de Guidotti (reservas/dívida externa de curto prazo), que se deseja manter acima de 1 (com 99% de probabilidade) em todos os períodos de um determinado horizonte de tempo.

O estudo de simulação exigiu a estimação prévia de modelos para todas as variáveis envolvidas na evolução das reservas internacionais e dívida externa de curto prazo, e implementação dos mesmos em um algoritmo computacional para simulação de suas trajetórias futuras. As simulações foram realizadas para diversos cenários alternativos, variando-se o volume inicial de reservas, percentual das dívidas externa e interna de curto prazo, meta de *superávit* primário, índice de aversão ao risco e taxas de juros americanas.

Os resultados indicam que o nível atual de reservas mantidas pelo Brasil já se encontra em um nível adequado para garantir a liquidez externa no cenário vigente, uma vez que o valor mínimo necessário foi estimado em torno de US\$105 bilhões (cerca de metade do volume atual). Os diferentes cenários de endividamento de curto prazo e meta de *superávit* primário testados demonstram que, para determinadas condições (não muito distantes das atuais), o nível suficiente de reservas internacionais poderia cair para US\$80 bilhões. Todavia, a manutenção desse nível estritamente necessário de reservas imporia maiores restrições para a condução da política fiscal por parte do governo.

É plausível supor, dessa forma, que a política de acúmulo de reservas adotada no Brasil a partir de 2005 não atenda somente à motivação precaucionária, mas tenha como objetivos também a robustez ao perfil de endividamento, flutuações no crescimento e gastos do governo (menor *superávit* primário), além do aumento contínuo da credibilidade, que leva à obtenção de capital externo a menor custo. A questão proposta por Rodrik (2006), sobre as razões que podem levar um país emergente a investir na "estratégia de maior custo", é parcialmente respondida por essa constatação.

A análise comparativa de custos de estratégias alternativas, porém, mostrou que o aumento das reservas realmente pode diminuir o custo de endividamento no longo prazo (incluindo a dívida gerada pela aquisição de reservas), mas de forma irrisória, em comparação com estratégias de diminuição da dívida bruta. O estudo apontou como melhor alternativa para redução dos custos da dívida o aumento do *superávit* primário, em vez do acúmulo subsequente de reservas.

O fato de o nível de reservas brasileiras não ter sido significativamente afetado pelo cenário de crise internacional (nos testes de *stress* e na realidade) chama a atenção para um aspecto aparentemente pouco explorado na literatura sobre reservas internacionais: a importância da estratégia de investimento das mesmas como fator de robustez (além do volume).

Acredita-se que este trabalho seja apenas um ponto de partida para inúmeros aperfeiçoamentos possíveis, como o uso de modelos com efeitos de retroalimentação, GARCH multivariado, parâmetros endógenos, ou outras abordagens que proporcionem previsões mais acuradas. O estudo apontou também a grande importância de realização de testes de *stress* para previsões de *Value-at-Risk* (ou, no caso, *Liquidity-at-Risk*), como recomendado pelo Comitê de Basileia (BIS, 2009) às instituições financeiras, uma vez que os parâmetros habitualmente utilizados nessas simulações não têm se mostrado capazes de prever adequadamente o comportamento das variáveis em situações de crise.

## REFERÊNCIAS

AFONSO, A. Understanding the determinants of sovereign debt ratings: evidence for the two leading agencies. *Journal of Economics and Finance*, 27 (1), p. 56-74, 2003.

AFONSO, A.; GOMES, P.; ROTHER, P. What "Hides" Behind Sovereign Debt Ratings? *ECB Working Paper Series*, n. 711, 2007.

AGENOR, P. R.; HOFFMAISTER, A. W.; MEDEIROS, C. Cyclical Fluctuations in Brazil's Real Exchange Rate: the Role of Domestic and External Factors (1988-95), *Revista Brasileira de Economia*, 56(1), 2002.

AIZENMAN, J.; LEE, J. International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views, Theory and Evidence, *NBER Working Paper*, n. 11366, 2005.

AIZENMAN, J.; LEE, J. Financial versus Monetary Mercantilism – Long-run View of Large International Reserves Hoarding. *NBER Working Paper*, n. 12718, 2006.

ALBUQUERQUE, C. R.; PORTUGAL, M. S. Testing Nonlinearities Between Brazilian Exchange Rate and Inflation Volatilities, *BCB Working Paper Series*, n. 106, 2006.

ARCHIBALD, G. C.; RICHMOND, J. On the Theory of Foreign Exchange Reserve Requirements, *Review of Economics and Statistics*, v. 38, p. 245-263, 1970.

BAR-ILAN, A.; MARION, N.; PERRY, D. Drift Control of International Reserves, *University of Haifa Working Paper*, 2004.

BIS. *Principles for sound stress testing practices and supervision*. Basel Committee for Banking Supervision, Paper BCBS155, Basel, May 2009.

BONE, R. B. A Importância dos Fundamentos nos Ratings Soberanos Brasileiros, 1994-2002. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*, Natal, Brasil, 2005.

CANTOR, R.; PACKER, F. Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings. *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, v. 2, n. 2, p. 37-53, 1996.

CANUTO, O.; SANTOS, P. F. P. *Risco Soberano e Prêmios de Risco em Economias Emergentes*. Temas de Economia Internacional 01, Ministério da Fazenda, Secretaria de Assuntos Internacionais, Brasil, 2003.

CARNEIRO, P. E. A. *Gerenciamento de Risco Soberano: Fatores Observados e Erros Praticados pelas Agências de Classificação de Risco*, monografia agraciada com Menção Honrosa no X Prêmio Tesouro Nacional, Tema: Ajuste Fiscal e Dívida Pública. ESAF, Brasília (DF), 2005.

DOOLEY, M. P.; FOLKERTS-LANDAU, D.; GARBER, P. An Essay on the Revived Bretton Woods, *NBER Working Paper*, n. 9971, 2003.

DOOLEY, M. P.; FOLKERTS-LANDAU, D.; GARBER, P. The US Current Account Déficit and Economic Development: Collateral for a Total Return Swap, *NBER Working Paper*, n. 10727, 2004.

EDWARDS, S. The Demand for International Reserves and Exchange Rate Adjustments: The Case of LDCs, 1964-1972, *Economica*, New Series, v. 50, n. 199, p. 269-280, 1983.

EICHENGREEN, B.; MODY, A. What Explains Changing *Spreads* on Emerging-market debt: fundamentals or market sentiment? *NBER Working Paper Series*, WP6408, 1998.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*, 1<sup>st</sup> ed. John Wiley and Sons, 1995.

ENGLE, R.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, n. 55, 1987.

FITCH. *Histórico do Rating Soberano do Brasil*. Disponível em: <[http://www.fitchratings.com.br/Sovereign/brazil\\_history.asp](http://www.fitchratings.com.br/Sovereign/brazil_history.asp)>. Acesso em: jun. 2008.

FMI. *International Capital Markets: Developments, Prospects and Key Policy Issues*. Ago. 2001.

FRACASSO, A. The Role of Foreign and Domestic Factors in the Evolution of the Brazilian EMBI Spread and Debt Dynamics. *HEI Working Paper* (Institut de Hautes Études Internationales e du Développement), n. 22, Genève, 2007.

FRENKEL, J. A.; JOVANOVIC, B. Optimal International Reserves: A Stochastic Framework, *Economic Journal*, n. 91, p. 507-514, jun. 1981.

GARCIA, M. Qual o Nível Adequado de Reservas Cambiais? *Valor Econômico*, 03 ago. 2006.

GARCIA, M.; RIGOBON, R. A Risk Management Approach to Emerging Market's Sovereign Debt Sustainability with an Application to Brazilian Data. *NBER Working Paper*, n. 10336, 2004.

GARCÍA, P.; SOTO, C. Large Hoardings of International Reserves: Are They Worth it? *Central Bank of Chile Working Papers*, n. 299, 2004.

GIAVAZZI, F.; MISSALE, A. Public Debt Management in Brazil. *NBER Working Paper*, n. 10394, 2004.

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 4<sup>th</sup> ed. Prentice-Hall, Inc., New Jersey, 2000.

GREENSPAN, A. *Currency Reserves and Debt*, speech before the World Bank's Conference on Recent Trends in Reserve Management, Washington, D.C, 1999.

GRIMES, A. International Reserves under Floating Exchange Rates: Two Paradoxes Explained, *The Economic Record*, v. 69, n. 207, p. 411-415, 1993.

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

HAQUE, N.; MARK, N.; MATHIESON, D. The relative importance of political and economic variable in creditworthiness ratings. *FMI Working Paper WP/98/46*, 1998.

HARTELIUS, K.; KASHIWASE, K.; KODRES, L. E. Emerging Market *Spread* Compression: Is it Real or is it Liquidity? *IMF Working Paper, WP/08/10*, 2008.

HELLER, H. R. Optimal International Reserves, *The Economic Journal*, v. 76, n. 302, p. 296-311, 1966.

HOLLAND, M. Exchange Rate Volatility and the Fear of Floating in Brazil, *Economia, Selecta*, Brasília (DF), v. 7, n. 2, p. 279-292, 2006.

JEANBLANC-PICQUÉ, M. Impulse Control Method and Exchange Rate, *Mathematical Finance*, v. 3, n. 2, p. 161-177, 1993.

JEANNE, O.; RANCIÈRE, R. The Optimal Level of International Reserves for Emerging Markets Countries: Formulas and Applications, *IMF Working Paper WP/06/229*, 2006.

KAMIN, S. B.; KLEIST, K. The Evolution and Determinants of Emerging Market Credit Spreads in the 1990s, *BIS Working Paper*, n. 68, 1999.

KAMINSKY, G.; SCHMUKLER, S. What Triggers Market Jitters? A Chronicle of the Asian Crisis. *Journal of International Money and Finance*, v. 18, p. 537-560, 1999.

KAMINSKY, G.; SCHMUKLER, S. Emerging Market Instability: Do Sovereign Ratings Affect Country Risk and Stock Returns? *The World Bank Economic Review*, v. 16, n. 1, p. 171-195, 2002.

KENEN, P. B.; YUDIN, E. B. The Demand for International Reserves, *Review of Economics and Statistics*, v. 47, p. 242-250, 1965.

LICHTBUER, P. C. *Overview of Reserve Management by Central Banks*, Administración de Reservas Internacionales en la Banca Central, CEMLA, 1994.

MICU, M.; REMOLONA, E.; WOOLDRIDGE, P. The Price Impact of Rating Announcements: Which Announcements Matter? *BIS Working Paper*, n. 207, 2006.

MIN, H. Determinants of Emerging Market Bond Spread: Do Economic Fundamentals Matter? *World Bank Working Paper*, n. 1899, 1998.

MONFORT, B.; MULDER, C. Using Credit Rating for Capital Requirements on Lending to Emerging Market Economies: Possible Impact of a New Basel Accord. *IMF Working Paper WP/00/69*, 2000.

MOODY'S. *Sovereign Risk Indicators*. Disponível em: <<http://www.moodys.com/>>. Acesso em: ago/2007.

MORENO, R.; TURNER, B. *The Adequacy of Foreign Exchange Reserves and Balance Sheet Considerations*, artigo preparado para o BIS/BCB Workshop on Financial Risk Management in Central Banks, Brasília, nov. 2004.

- MOSER, C. The Impact of Political Risk on Sovereign Bond Spreads – Evidence from Latin America, *Proceedings of the German Development Economics Conference*, n. 24, Göttingen, Alemanha, 2007.
- MULDER, C.; PERRELLI, R. Foreign Currency Credit Ratings for Emerging Market Economies. *IMF Working Paper WP/01/191*, 2001.
- MUNDACA, G.; OKSENDAL, B. Optimal Stochastic Intervention Control with Application to the Exchange Rate. *Journal of Mathematical Economics*, v. 29, p. 225-243, 1998.
- NICKELL, P.; PERRAUDIN, W.; VAROTTO, S. Stability of Rating Transitions. Bank of England, *Working Paper*, 1998.
- NOGUÉS, J.; GRANDES, M. Country Risk: Economic Policy, Contagion Effect or Political Noise? *Journal of Applied Economics*, v. IV, n. 1, p. 125-162, 2001.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press, Cambridge, MA, 1996.
- ÖZDEMİR, K. A. Optimal International Reserves Behavior for Turkey, *Research Department Working Paper n. 04/10*, The Central Bank of the Republic of Turkey, 2004.
- RAMACHANDRAN, M. The Optimal Level of International Reserves: Evidence for India, *Economics Letters*, v. 83, p. 365-370, 2004.
- REINHART, C. M. Sovereign Credit Ratings Before and After Financial Crises. *University of Maryland and NBER Working Paper*, 2001.
- REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S.; SAVASTANO, M. A. Debt Intolerance, *NBER Working Paper 9908*, 2003
- RODRIG, D. The Social Cost of Foreign Exchange Reserves. *International Economic Journal*, v. 20, n. 3, p. 253-266, 2006.
- ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*, 2<sup>nd</sup> ed., McGraw-Hill, New York, 2001.
- ROSS, S. M. *Introduction to Probability Models*, 8<sup>th</sup> ed., Academic Press, Burlington, EUA, 2003.
- ROZADA, M. G.; YEYATI, E. L. Global Factors and Emerging Market Spreads, *IADB Working Paper n. 552*, 2006.
- SALMAN, F.; SALIH, A. Modeling the Volatility in the Central Bank Reserves, *Research paper of Central Bank of Turkey*, 1999.
- SILVA JR., A. F. A; SILVA, E. D. Optimal International Reserves Holdings in Emerging Markets Economies: the Brazilian Case. *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*, ANPEC, Brasil, 2004.

SILVA JR., A. F. A.; CAJUEIRO, D. O.; YONEYAMA, T. *Dívida Pública, Reservas Cambiais e Estratégia Ótima em Eventos de Crises Financeiras*, monografia premiada em 1º lugar no IX Prêmio Tesouro Nacional, Tema: Ajuste Fiscal e Dívida Pública. ESAF, Brasília, DF, 2004.

STANDARD & POOR'S Critérios - *Comentários: Ratings de Crédito Soberano: Principais Conceitos*. Disponível em: <<http://www.standardandpoors.com>>. Acesso em: ago. 2007.

STANDARD & POOR'S. *Sovereign Ratings History Since 1975*. Disponível em: <<http://www.standardandpoors.com/ratingdirect>>. Acesso em: mai. 2008.

SY, A. N. R. Emerging Market Bond Spreads and Sovereign Credit Ratings: Reconciling Market Views with Economic Fundamentals. *Emerging Markets Review*, v.3, series 4, p. 380-408, 2000.

WIJNHOLDS, J. O. B.; KAPTEYN, A. Reserve Adequacy in Emerging Market Economies, *IMF Working Paper* WP/01/143, 2001.

WILLIAMS, M. V. Foreign Exchange Reserves – How Much is Enough? *BIS Review*, n. 1, 2006.

WOOLDRIDGE, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA, 2004.

## APÊNDICE A – Fundamentos usados no Capítulo 2

**Tabela A.1 Fundamentos macroeconômicos a serem testados em modelos para o rating e o spread soberano**

Variável	Descrição	Fonte
IPCAaa	taxa de inflação dos últimos 12 meses, medida pela variação anual do IPCA mensal, calculada como $IPCA_{aa} = 100 * [(IPCA_t / IPCA_{t-12}) - 1]$	IBGE
SELICaa	taxa de juros anual (meta) definida pelo COPOM, vigente ao <u>final do mês anterior</u>	BCB
DPELiq	dívida pública externa líquida em milhões US\$ (utilizada a do <u>mês anterior</u> )	BCB/DEPEC, série 4570
DPELiq/PIB	dívida externa líquida/PIB, (dívida externa líquida = dívida pública externa - direitos no exterior, incluindo reservas internacionais) (valores do <u>mês anterior</u> )	BCB/Boletim Mensal BP
Exportações	exportações acumuladas dos últimos 12 meses (US\$ milhões), calculadas a partir dos valores mensais	BCB/Boletim Mensal BP
Importações	importações acumuladas dos últimos 12 meses (US\$ milhões), calculadas a partir dos valores mensais	BCB/Boletim Mensal BP
DPELiq/Exp	dívida pública externa líquida/exportações, calculada pela divisão entre as séries DPELiq e Exportações	Cálculo próprio da autora
CC12M/PIB	saldo em transações correntes nos últimos 12 meses (% PIB) (utilizados os valores do <u>mês anterior</u> )	BCB/Boletim Mensal BP
DPELiq/CC	dívida pública externa líquida/saldo em conta corrente nos últimos 12 meses, calculada pela divisão entre as séries DPELiq/PIB e CC12M/PIB	Cálculo próprio da autora
DTotLiq/PIB	dívida total líquida/PIB (%) – trimestral	BCB/DEPEC, série 11409
DTotLiq/Exp	dívida total líquida/exportações, razão trimestral	BCB/DEPEC, série 11412
DTot/PIB	dívida total/PIB (%) – trimestral	BCB/DEPEC, série 11407
DTot/Exp	dívida total/exportações, razão trimestral	BCB/DEPEC, série 11411
DPLiq/PIB	dívida pública total líquida (%PIB) – mensal	BCB/Boletim Fin. Públ.
DICP/DTot	dívida interna de curto prazo/dívida total (%) (valores de cada mês, e não os defasados, pois só estão disponíveis dados a partir de dez/99)	Receita Federal - Tabelas da Dívida Pública
ServDiv/Exp	serviço da dívida/exportações (%) trimestral	BCB/DEPEC, série 11404
Reservas	reservas internacionais, conceito liquidez (milhões US\$) – mensal	BCB/DEPEC, série 3546
Res/Imp	calculada pela divisão entre as variáveis Reservas e Importações/12 (média dos últimos 12 meses)	Cálculo próprio da autora
Res/DTot	reservas (liquidez)/dívida total (%) – trimestral	BCB/DEPEC, série 11410
Res/DECP	reservas (liquidez)/dívida externa de curto prazo (por vencimento residual) (%) trimestral	BCB/DEPEC, série 12504
Res/ServDiv	reservas (liquidez)/serviço da dívida - razão trimestral	BCB/DEPEC, série 11413
BP12M	resultado global do balanço de pagamentos (US\$ milhões), valores acumulados dos últimos 12 meses	BCB/Boletim BP
PIB12M	PIB acumulado dos últimos 12 meses (US\$ milhões)	BCB/DEPEC, série 4192
BP12M/PIB	calculada pela divisão entre as variáveis BP12M e PIB12M	Cálculo próprio da autora
AbertEcon	calculada pela divisão de (Exportações + Importações) por PIB12M	Cálculo próprio da autora
IED12M	investimentos diretos – estrangeiros no país (US\$ milhões), acumulado dos últimos 12 meses, calculado a partir dos valores mensais	BCB/Boletim BP
IED12M/PIB	calculado pela divisão entre IED12M e PIB12M	Cálculo próprio da autora
CrescExp	calculada como a variação percentual das exportações acumuladas em 12 meses em relação ao valor de 1 ano antes = $[(Exp_t / Exp_{t-12}) - 1] * 100$	Cálculo próprio da autora
ResPri/PIB	NFSP sem desvalorização cambial - Fluxo acumulado em 12 meses - Resultado primário - Total - Setor público consolidado - % PIB	BCB-DEPEC, série 5793
CrescPIB	taxa de variação % dos “Últimos quatro trimestres/quatro trimestres imediatamente anteriores”	IBGE - Contas Nacionais Trimestrais

## APÊNDICE B – Modelos testados no Capítulo 2

Modelos planejados a partir de cada uma das variáveis explicativas “principais” (DPELiq/PIB, DPELiq/Exp, Res/DTot, Res/DECP, DTotLiq/PIB e Reservas), para a variável dependente *rating* soberano (SPMF ou SPM). Todos os modelos incluíram como regressores as variáveis DPELiq/CC, DICP/DTot, DPLiq/PIB (exceto os modelos com DPELiq/PIB) e CrescPIB, pois as mesmas possuem correlações abaixo de 70% com as demais variáveis estudadas.

Os modelos do tipo A diferenciam-se dos do tipo B apenas por incluírem a variável IPCAaa, em vez de SELICaa, visto que as duas variáveis possuem correlação de 88% no período estudado, não devendo ser usadas como regressores no mesmo modelo. Alguns dos grupos de variáveis também utilizadas alternativamente nos modelos candidatos, por possuírem correlações acima de 70% entre si, foram: AbertEcon e CC12M/PIB; Res/Imp, BP12M/PIB e Res/ServDiv; ServDiv/Exp, IED12M/PIB e ResPri/PIB; entre outras.

**Tabela B.1 Modelos com a variável explicativa Res/DTot, Res/DECP ou DPELiq/Exp**

Variável	Modelos							
	A11	A12	A2	A3	B11	B12	B2	B3
Res/DTot (ou Res/DECP ou DPELiq/Exp)	X	X	X	X	X	X	X	X
DPELiq/CC	X	X	X	X	X	X	X	X
DICP/DTot	X	X	X	X	X	X	X	X
IPCAaa	X	X	X	X	X	X	X	X
DPLiq/PIB	X	X	X	X				
CrescPIB					X	X	X	X
AbertEcon			X				X	
IED12M/PIB	X	X			X	X		
CC12M/PIB				X				X
CrescExp	X		X		X		X	
ResPri/PIB		X				X		

**Tabela B.2 Modelos com a variável explicativa Reservas**

Variável	Modelos															
	A11	A12	A131	A132	A21	A22	A231	A232	B11	B12	B131	B132	B21	B22	B231	B232
Reservas	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
DPELiq/CC	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
DICP/DTot	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
IPCAaa	X	X	X	X	X	X	X	X								
SELICaa									X	X	X	X	X	X	X	X
DPLiq/PIB	X	X	X	X					X	X	X	X				
CrescPIB					X	X	X	X					X	X	X	X
AbertEcon	X				X				X				X			
IED12M/PIB			X	X			X	X			X	X			X	X
CC12M/PIB		X				X				X				X		
CrescExp	X		X		X		X		X		X		X		X	
ResPri/PIB				X				X				X				X

**Tabela B.3 Modelos com a variável explicativa DTotLiq/PIB**

Variável	Modelos			
	A1	A2	A31	A32
DTotLiq/PIB	X	X	X	X
DPELiq/CC	X	X	X	X
DICP/DTot	X	X	X	X
CrescPIB	X	X	X	X
IPCAaa	X	X	X	X
Res/Imp	X	X	X	X
AbertEcon	X			
IED12M/PIB			X	X
CC12M/PIB		X		
CrescExp	X		X	
ResPri/PIB				X

**Tabela B.4 Modelos com a variável explicativa DPELiq/PIB**

Variável	Modelos			
	A1	A2	A31	A32
DPELiq/PIB	X	X	X	X
DPELiq/CC	X	X	X	X
DICP/DTot	X	X	X	X
CrescPIB	X	X	X	X
IPCAaa	X	X	X	X
AbertEcon	X			
IED12M/PIB			X	X
CC12M/PIB		X		
CrescExp	X		X	
ResPri/PIB				X

## APÊNDICE C – Testes de estacionariedade do Capítulo 3

O teste de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) ajusta, para a variável em questão, o modelo:

$$\Delta y_t = \alpha + \varphi y_{t-1} + \beta t + \sum_{j=1}^n \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

e testa a hipótese nula  $\varphi = 0$  (ou seja, a variável possui raiz unitária). A rejeição da hipótese nula implica, portanto, a estacionariedade da série. O teste pode ser feito nas versões com constante e tendência determinística, apenas com constante ( $\beta = 0$ ), ou sem constante nem tendência determinística ( $\alpha = \beta = 0$ ).

Para todas as variáveis em estudo, os testes foram feitos nas três versões possíveis, e foi escolhido o resultado cujo ajuste apresentou menor estatística BIC (critério de relevância dos regressores para o modelo). Os testes foram realizados através do *software* Eviews, versão 5.0.

**Tabela C.1: Resultados dos Testes ADF para as séries em nível**

Variável	Constante	Tendência	Estatística t	Probabilidade	Rejeita $H_0$ ?
L(SPM)	-	-	0.894041	0.8996	Não
L(T10YR)	Sim	-	-2.904854	0.0483	Depende*
L(LIBOR6)	-	-	-0.468709	0.5101	Não
L(FFR)	-	-	-0.835582	0.3516	Não
L(BAA)	-	-	0.450112	0.8097	Não
L(VIX)	-	-	-0.271229	0.5860	Não
L(EMBIXBR)	-	-	-1.296960	0.1787	Não
L(EMBIBR)	-	-	-0.947085	0.3043	Não
L(DPELIQ/PIB)	-	-	-1.094066	0.2466	Não
L(DPELIQ/EXP)	-	-	0.366183	0.7883	Não
L(DPLIQ/PIB)	-	-	-0.616792	0.4478	Não
L(DICP/DTOT)	Sim	-	-2.437623	0.1342	Não
L(RESERVAS)	-	-	2.706605	0.9983	Não
L(RES/DECP)	-	-	3.365595	0.9998	Não
L(RES/DTOT)	-	-	2.501503	0.9969	Não
L(ABERTECON)	-	-	1.565418	0.9707	Não
L(BP12M/PIB)	Sim	Sim	-3.273210	0.0767	Não**
L(IED12M/PIB)	-	-	-1.190875	0.2125	Não
L(CC12M/PIB)	-	-	-0.059680	0.6605	Não
L(CRESCEXP)	Sim	-	-2.190777	0.2110	Não
L(CRESCPIB)	-	-	-1.812799	0.0666	Não**
L(RESPRI/PIB)	-	-	-1.508149	0.1227	Não
L(IPCAAA)	-	-	-0.384630	0.5433	Não

\* Rejeita para o nível de significância de 5%, mas não para 1%.

\*\* Rejeita para o nível de significância de 10%, mas não para 5%.

**Tabela C.2: Resultados dos Testes ADF para as séries em primeiras diferenças**

Variável	Constante	Tendência	Estatística t	Probabilidade	Rejeita H <sub>0</sub> ?
DL(SPM)	-	-	-7.581809	0.0000	Sim
DL(T10YR)	-	-	-8.332231	0.0000	Sim
DL(LIBOR6)	-	-	-4.969713	0.0000	Sim
DL(FFR)	-	-	-4.484767	0.0000	Sim
DL(BAA)	-	-	-6.731067	0.0000	Sim
DL(VIX)	-	-	-10.07078	0.0000	Sim
DL(EMBIXBR)	-	-	-9.800409	0.0000	Sim
DL(EMBIBR)	-	-	-9.590533	0.0000	Sim
<b>DL(DPELIQ/PIB)</b>			<b>-1.316881</b>	<b>0.1726</b>	<b>Não</b>
<b>DL(DPELIQ/EXP)</b>	-	-	<b>7.129320</b>	<b>1.0000</b>	<b>Não</b>
DL(DPLIQ/PIB)			-12.98664	0.0000	Sim
DL(DICP/DTOT)	-	-	-7.027853	0.0000	Sim
DL(RESERVAS)	Sim	Sim	-10.63198	0.0000	Sim
DL(RES/DECP)	Sim	-	-11.01841	0.0000	Sim
DL(RES/DTOT)	Sim	-	-3.725248	0.0051	Sim
DL(ABERTECON)			-3.606347	0.0004	Sim
DL(BP12M/PIB)	-	-	-10.36362	0.0000	Sim
DL(IED12M/PIB)	-	-	-9.359616	0.0000	Sim
DL(CC12M/PIB)	-	-	-2.340600	0.0193	Depende*
DL(CRESCEXP)	-	-	-6.408318	0.0000	Sim
DL(CRESCPIB)			-9.947550	0.0000	Sim
DL(RESPRI/PIB)	-	-	-10.45618	0.0000	Sim
DL(IPCAAAA)			-4.744143	0.0000	Sim

\* Rejeita para o nível de significância de 3%, por exemplo, mas não para 1%.

**Tabela C.3: Resultados dos Testes ADF para as séries em segundas diferenças**

Variável	Constante	Tendência	Estatística t	Probabilidade	Rejeita H <sub>0</sub> ?
D <sup>2</sup> L(DPELIQ/PIB)			-7.646648	0.0000	Sim
D <sup>2</sup> L(DPELIQ/EXP)	Sim	Sim	-3.582420	0.0369	Depende*
	-	-	-0.477013	0.5064	Não

\* Rejeita para o nível de significância de 5%, mas não para 3%.

A fim de simplificar o estudo, decidiu-se adotar o nível de significância de 3% para esta análise, considerando-se todas as séries integradas de grau 1. Como a variável  $\ln(\text{DPELIQ}/\text{PIB})$  possui raiz unitária tanto em nível como em primeiras diferenças, mas é estacionária em segundas diferenças, foi utilizada como integrada de grau 1 em primeiras diferenças.

Já a variável  $\ln(\text{DPELIQ}/\text{Exp})$  apresenta comportamento controverso, uma vez que somente adicionando uma constante e uma tendência às segundas diferenças estas poderiam ser tomadas como estacionárias (dependendo do nível de significância). Essa variável foi, portanto, eliminada desta parte do estudo.





**Tabela D.3 Modelos com a variável explicativa Dln(DPELiq/PIB)**

Variável	Modelos																							
	A11	A12	A13	A14	A21	A22	A23	A24	A31	A32	A33	A34	B11	B12	B13	B14	B21	B22	B23	B24	B31	B32	B33	B34
Dln(DPELiq/PIB)	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
ln(DICP/DTot)	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
ln(IPCAaa)	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
ln(CrescExp)	X	X	X		X	X	X		X	X	X		X	X	X		X	X	X		X	X	X	
ln(AbertEcon)	X				X				X				X				X				X			
ln(IED12M/PIB)		X				X				X				X				X				X		
ln(CC12M/PIB)			X				X				X				X				X				X	
ln(ResPri/PIB)		X		X		X		X		X		X		X		X		X		X		X		X
ln(EMBIXBR)	X			X	X		X	X			X	X			X	X			X	X			X	X
ln(T10YR)	X	X	X	X									X	X	X	X								
ln(LIBOR6)					X	X	X	X									X	X	X	X				
ln(FFR)									X	X	X	X									X	X	X	X
ln(VIX)	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X												
ln(BAA)													X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X

## **APÊNDICE E - Crises políticas no Brasil no período em estudo**

O período em estudo começa com um panorama político econômico tranquilo, um ano após a turbulenta transição para o regime de câmbio flutuante e seis meses após a adoção bem sucedida do sistema de metas de inflação.

### **2001 – Crise no governo FHC**

Outubro - Escândalo que culminou com a renúncia do senador Jader Barbalho

### **2002 – Eleições presidenciais**

- Abril - Renúncia da pré-candidata à Presidência da República Roseana Sarney e pesquisas eleitorais apontando o candidato Luiz Inácio Lula da Silva com 35% das intenções de voto, contra Serra, candidato do governo, com 18% dos votos. O mercado financeiro demonstrava grande apreensão, principalmente quanto ao possível descumprimento de contratos em caso de vitória de um candidato de esquerda.
- Julho – Afirmação do secretário do Tesouro dos EUA, Paul O'Neill, de que os países do Cone Sul desviavam recursos de ajudas internacionais para contas na Suíça. Declarações do ministro Pedro Malan, dizendo que os candidatos da oposição à presidência da República deveriam deixar claro seu compromisso com a estabilidade econômica, equilíbrio fiscal e respeito aos contratos.
- Setembro – Temor dos investidores sobre os rumos eleitorais, uma vez que as pesquisas indicavam uma disputa entre dois candidatos de esquerda no segundo turno (Lula e Anthony Garotinho).
- Outubro – confirmação da vitória de Lula no dia 28. Após essa data, o *spread* soberano começou a declinar, voltando aos patamares pré-crise de confiança logo após a posse do novo presidente, em janeiro de 2003.

### **2004 – Caso Waldomiro**

Escândalos a partir de fevereiro, envolvendo a cúpula do PT e, em especial, o ministro José Dirceu.

### **2005 – Escândalos de corrupção no governo**

Escândalos dos Correios e do "Mensalão", a partir de abril, tensão com instalação de CPIs, depoimentos de envolvidos, culminando com a cassação do deputado Roberto Jefferson em agosto.

### **2006 – Renúncia do ministro Palocci**

Após meses tentando negar ou minimizar seu envolvimento nos escândalos anteriores, surgem novas denúncias, a situação vai se tornando insustentável, e o ministro Antônio Palocci renuncia em março.

## APÊNDICE F – Testes de cointegração do Capítulo 3

O teste de cointegração de Johansen testa sequencialmente as hipóteses nulas de: não cointegração, apenas 1 vetor de cointegração, apenas 2 vetores de cointegração, ..., até  $n$  vetores de cointegração, onde  $n$  é o número de variáveis do modelo. São calculadas duas estatísticas: *Trace* e *Maximum Eigenvalue*, associadas às respectivas probabilidades de ocorrência sob a hipótese nula (*p-values*). Probabilidades abaixo de um determinado nível de significância rejeitam a hipótese nula.

A Tabela F.1 apresenta apenas os resultados para a hipótese nula de não cointegração, indicando a rejeição da mesma para os modelos I, II, III e V, para o nível de significância de 1% (apesar de o *software* Eviews 5.0 fornecer apenas os valores críticos para o nível de 5%, perceba-se que os *p-values* são todos menores do que 0,01). Já para o modelo IV, contendo o *rating* (lnSPM) como variável explicativa, o teste de *Maximum Eigenvalue* não rejeita a hipótese não cointegração.

**Tabela F.1 Testes de Johansen para a hipótese nula  $H_0$ : nenhum vetor de cointegração**

Conjunto de variáveis	Trace Test	Valor crítico*	Max Eigenvalue	Valor crítico*
Modelo I	251,48 (0,0000)	159,53	70,335 (0,0003)	52,363
Modelo II	267,26 (0,0000)	159,53	72,837 (0,0001)	52,363
Modelo III	150,11 (0,0000)	95,754	52,022 (0,0015)	40,078
Modelo IV	123,17 (0,0002)	95,754	38,772 (0,0696)	40,078
Modelo V	250,10 (0,0000)	125,62	96,854 (0,0000)	46,231

\*para o nível de significância de 5%; *p-values* entre parênteses

Isso permite considerar como válidas as relações de longo prazo estimadas pelos modelos de I, II, III e V apresentados na Tabela 3.1, com variáveis integradas de ordem 1. A estimação subsequente dos modelos de correção de erros, em primeiras diferenças, fornece as relações de curto prazo entre as variáveis.

## APÊNDICE G – Testes de causalidade de Granger

Os testes de causalidade de Granger foram realizados apenas para as variáveis participantes dos modelos I a IV, apresentados na Tabela 3.1, a fim de confirmar a exogeneidade das variáveis explicativas em relação ao  $\ln(\text{EMBIBR})$ . A tabela a seguir apresenta as relações de causalidade encontradas para o nível de significância de 5% (com 3 defasagens).

**Tabela G.1 Causalidades entre as variáveis dependente e explicativas da Tabela 3.1.**

Hipótese Nula	F-Statistic	Probabilidade
$\ln(\text{CrescExp})$ não Granger-causa $\ln(\text{EMBIBR})$	16.225	0.0000
$\ln(\text{ResPri}/\text{PIB})$ não Granger-causa $\ln(\text{EMBIBR})$	3.4283	0.0203
$\ln(\text{EMBIXBR})$ não Granger-causa $\ln(\text{EMBIBR})$	2.9372	0.0374
$\ln(\text{EMBIBR})$ não Granger-causa $\ln(\text{Res}/\text{DTot})$	4.4475	0.0058
$\ln(\text{EMBIBR})$ não Granger-causa $\ln(\text{SPM})$	4.0127	0.0099
$\ln(\text{EMBIBR})$ não Granger-causa $\ln(\text{EMBIXBR})$	3.5620	0.0172
$\ln(\text{EMBIBR})$ não Granger-causa $\ln(\text{BAA})$	5.0787	0.0027
$\ln(\text{EMBIBR})$ não Granger-causa $\ln(\text{IPCAaa})$	5.1287	0.0025

Ressalta-se que o teste de causalidade de Granger identifica não propriamente relações causais, mas sim de antecedência. Com relação à variável  $\ln(\text{SPM})$ , pode-se pensar que os comportamentos tanto do *spread* soberano como do *rating* soberano de crédito sejam influenciados pelos mesmos fatores (fluxos de capital, perfil de endividamento, crises financeiras internacionais, por exemplo), sendo que o  $\text{EMBI}+\text{BR}$  reage mais rapidamente do que o *rating*. Da mesma forma, não se considera a hipótese de a economia brasileira (economia “pequena”, como em OBSTFELD e ROGOFF, 1996) afetar o mercado de títulos corporativos americano ( $\ln(\text{BAA})$ ), sendo provável que ambas as variáveis sofram influência de fatores em comum (aversão ao risco, por exemplo), que atinjam mais rapidamente o  $\text{EMBI}+\text{BR}$ . Já a causalidade entre o *spread* soberano e as variáveis  $\text{Res}/\text{DTot}$  e inflação é mais plausível e merece ser considerada em investigações futuras. Todavia, o melhor modelo obtido neste trabalho (Modelo II das tabelas 3.1 e 3.2) não inclui qualquer dessas variáveis.

## APÊNDICE H – Variáveis utilizadas no Capítulo 4

**Tabela H.1 Variáveis utilizadas no cálculo da evolução das reservas, dívidas interna e externa.**

Variável	Descrição	Fonte
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo (mensal)	IBGE/SNIPC
$\pi_t$	Taxa de inflação acumulada dos últimos 12 meses (%a.m.), calculada como $\pi_t = 100*((IPCA_t/IPCA_{t-12})^{1/12} - 1)$	Cálculo próprio da autora
$\pi^J$	Meta para a taxa de inflação anual, definida pelo Copom (?), em %a.m.	BCB/DEPEC, série 13521
$\pi$ , em $(\pi - \pi^T)$	Taxa de inflação acumulada no ano (%a.m.), calculada como $\pi = 100*((IPCA_t/IPCA_{dez})^{1/12} - 1)$	Cálculo próprio da autora
$e_t$	Taxa de câmbio nominal R\$/US\$ (venda) fim de período	BCB/Boletim Mensal do BP, série 3696
$q_t$	Taxa de câmbio efetiva real, representada pelo $\log(INPC_{export})$	IPEA
IPI dessaz.	Produção industrial – indústria geral – quantum – índice dessazonalizado	IBGE/PIM-PF
$y_t$	Gap do IPI dessazonalizado, calculado pela diferença entre a série e sua tendência estimada pelo filtro de Hodrick-Prescott	Cálculo próprio da autora, através do Eviews 5.0
$i_t$	Meta para a taxa de juros anual (em %a.m.) fixada pelo COPOM, valor médio do mês	BCB Boletim/Mercado Financeiro
$igpm_t$	Inflação medida pelo IGP-M (%a.m.)	FGV/Conj. Econômica
$r_t$	Taxa de juros real (%a.m.), calculada como $r_t = i_t - igpm_t$	Cálculo próprio da autora
$embi_t$	Logaritmo do <i>spread</i> soberano, EMBI+Br	J. P. Morgan
$r_t^{US}$	Taxa de juros básica dos Estados Unidos (taxa de <i>Fed Funds</i> ), fixada pelo FOMC - média do mês (taxa de juros externa de curto prazo)	Valor Econômico
$r_t^{LP}$	Retorno dos <i>treasuries</i> de 10 anos, fechamento do mês (taxa de juros externa de longo prazo)	Ipea (Gazeta Mercantil)
$BAA_t$	<i>spread</i> do índice Moody's Seasoned BAA Corporate Bond em relação aos <i>treasuries</i> de 10 anos	Federal Reserve
$DInt_t$	Dívida pública mobiliária federal interna (R\$ bilhões) ao final do mês $t$	Receita Federal - Tabelas da Dívida Pública
$DExt_t$	Dívida externa total (US\$ bilhões) ao final do mês	Receita Federal - Tabelas da Dívida Pública
$DPLiq/PIB_t$	Dívida pública total líquida (%PIB) – mensal	BCB Boletim - Finanças Públicas
$\phi_t^{int}$	Dívida interna de curto prazo/dívida pública mobiliária federal interna (%)	Receita Federal - Tabelas da Dívida Pública
$w_T, w_D, w_O, w_C$	Composição da dívida pública mobiliária federal interna em termos de indexadores	Receita Federal - Tabelas da Dívida Pública
$R_t$	Reservas internacionais ao final do mês, conceito liquidez (milhões US\$)	BCB/DEPEC, série 3546
$(R/DECP)_t$	Reservas (liquidez)/dívida externa de curto prazo (por vencimento residual) - trimestral - %	BCB/DEPEC, série 12504
$\phi_t^{ext}$	Dívida externa de curto prazo (por vcto resid.)/dívida externa (total) (%), calculada por: $\phi_t^{ext} = DExt_t R_t / (R/DECP)_t$	Cálculo próprio da autora
$(R/ServDiv)_t$	Reservas (liquidez)/serviço da dívida – trimestral – razão (valores mensais intermediários obtidos por interpolação linear)	BCB-DEPEC, série 11413
$I_t^{ext}$	Taxa de juros efetiva mensal da dívida externa, calculada através de $I_t^{ext} = (1 + R_t / (DExt_{t-1} (R/ServDiv)_t))$	Cálculo próprio da autora
$\omega_T, \omega_D, \omega_O, \omega_C$	Composição das reservas em termos de tipos de ativos	Boletim Mensal do BP
$Interv_t$	Compra ou venda de moeda estrangeira realizada pelo BCB no mercado interno	Boletim Mensal do BP

Variável	Descrição	Fonte
$fluxocam$	Fluxo cambial mensal (US\$ milhões)	Boletim Mensal do BP
$\Delta mkt_t$	Variação do valor de mercado ( <i>mark-to-market</i> ) dos ativos de reserva	Boletim Mensal do BP
$remun_t$	Remuneração mensal das reservas (US\$ milhões)	Boletim Mensal do BP
$r_t^R$	Taxa de remuneração mensal das reservas (%a.a.), calculada como $r_t^R = 100 (remun_t / R_{t-1})$	Cálculo próprio da autora
$CCorr_t$	Saldo da conta Transações Correntes do BP (US\$ milhões)	BCB/Boletim Mensal do BP, série 2731
<b>CCapFin<sub>t</sub></b>	Saldo da Conta Capital e Financeira do BP (US\$ milhões)	BCB/Boletim Mensal do BP, série 8260
$BP_t$	Resultado do balanço de pagamentos, calculado como $BP_t = CCorr_t + CCapFin_t$	Cálculo próprio da autora
$\Delta p_{Ot}$	Variação do preço do ouro - rendimento nominal (%a.m.)	BCB Boletim/Mercado Financeiro
$Exp_t$	Exportações acumuladas em 12 meses, calculadas a partir da série de exportações mensais	BCB/Boletim Mensal BP
$CrescExp$	Variação percentual das exportações acumuladas em 12 meses em relação ao valor de 1 ano antes = $[(Exp_t/Exp_{t-12}) - 1]*100$	Cálculo próprio da autora
$ResPri/PIB_t$	NFSP sem desvalorização cambial - Fluxo acumulado em 12 meses - Resultado primário - Total - Setor público consolidado - % PIB	BCB-DEPEC, série 5793
<b>PIB<sub>t</sub></b>	PIB mensal em valores correntes (milhões de R\$)	BCB, série 4380
<b>CrescPIB<sub>t</sub></b>	Crescimento percentual mensal do PIB corrente em reais ( $PIB_t$ )	Cálculo próprio da autora

## APÊNDICE I – Testes de estacionariedade do Capítulo 4

O teste de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) ajusta, para a variável em questão, o modelo:

$$\Delta y_t = \alpha + \varphi y_{t-1} + \beta t + \sum_{j=1}^n \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

e testa a hipótese nula  $\varphi = 0$  (ou seja, a variável possui raiz unitária). A rejeição da hipótese nula implica, portanto, a estacionariedade da série. O teste pode ser feito nas versões com constante e tendência determinística, apenas com constante ( $\beta = 0$ ), ou sem constante nem tendência determinística ( $\alpha = \beta = 0$ ).

Para todas as variáveis em estudo, os testes foram feitos nas três versões possíveis, e foi escolhido o resultado cujo ajuste apresentou:

- coeficientes estimados estatisticamente significativos com 90% de confiança, ou
- em caso de mais de uma versão atender ao critério a), o de menor estatística BIC (critério de relevância dos regressores para o modelo).

**Tabela I.1: Resultados dos Testes ADF para as séries em nível**

Variável	Constante	Tendência	Estatística t	Probabilidade	Rejeita $H_0$ ?
ipigap ( $y_t$ )	Não	Não	-4,3120	0,0000	Sim
selicam ( $i_t$ )	Sim	Não	-2,8565	0,0542	Não
ipca12m_am ( $\pi_t$ )	Sim	Não	-2,4656	0,1270	Não
ipcagap ( $\pi - \pi^T$ ) <sub>t</sub>	Não	Não	-1,8871	0,0567	Não
Incambio_r ( $q_t$ )	Sim	Sim	-2,5092	0,3232	Não
Inembibr ( $emb_i$ ) <sub>t</sub>	Sim	Sim	-2,3953	0,3797	Não
jureal ( $r_t$ )	Não	Não	-2,7576	0,0062	Sim
difjuro ( $r - r^{US}$ ) <sub>t</sub>	Não	Não	-3,4519	0,0617	Sim

**Tabela I.2: Resultados dos Testes ADF para as séries em primeiras diferenças**

Variável	Constante	Tendência	Estatística t	Probabilidade	Rejeita $H_0$ ?
D(selicam) ( $\Delta i_t$ )	Não	Não	-3,0659	0,0028	Sim
D(ipca12m_am) ( $\Delta \pi_t$ )	Não	Não	-4,2609	0,0000	Sim
D(ipcagap) ( $\Delta (\pi - \pi^T)$ ) <sub>t</sub>	Não	Não	-9,8847	0,0000	Sim
D(Inembibr) ( $\Delta emb_i$ ) <sub>t</sub>	Não	Não	-9,5905	0,0000	Sim
D(Incambio_r) ( $\Delta q_t$ )	Não	Não	-7,1453	0,0000	Sim

## APÊNDICE J – Testes de causalidade de Granger

Os testes de causalidade de Granger foram realizados com seis defasagens, para todas as variáveis participantes das equações 4.20 a 4.23 do modelo macroeconômico. A tabela a seguir apresenta as relações de causalidade encontradas em relação às variáveis dependentes do modelo, para o nível de significância de 10%.

**Tabela J.1 Causalidades entre as variáveis explicativas e dependentes das equações 4.20 a 4.23.**

Hipótese Nula	F-Statistic	Probabilidade
$\Delta i_t$ não Granger-causa $y_t$	1,67694	0,13704
$y_t$ não Granger-causa $\Delta i_t$	2,68758	0,01970
$\Delta q_t$ não Granger-causa $y_t$	0,62845	0,70704
$y_t$ não Granger-causa $\Delta q_t$	1,13288	0,35075
<b><math>\Delta \pi_t</math> não Granger-causa <math>\Delta i_t</math></b>	<b>4,50751</b>	<b>0,00054</b>
<b><math>\Delta i_t</math> não Granger-causa <math>\Delta \pi_t</math></b>	<b>3,91652</b>	<b>0,00172</b>
$\Delta q_t$ não Granger-causa $\Delta i_t$	5,05395	0,00019
$\Delta i_t$ não Granger-causa $\Delta q_t$	1,39672	0,22586
$\Delta embi_t$ não Granger-causa $\Delta i_t$	5,81441	4,4E-05
$\Delta i_t$ não Granger-causa $\Delta embi_t$	1,30457	0,26444
<b><math>\Delta q_t</math> não Granger-causa <math>\Delta \pi_t</math></b>	<b>3,28379</b>	<b>0,00604</b>
<b><math>\Delta \pi_t</math> não Granger-causa <math>\Delta q_t</math></b>	<b>2,05148</b>	<b>0,06797</b>
$\Delta embi_t$ não Granger-causa $\Delta \pi_t$	4,01507	0,00142
$\Delta \pi_t$ não Granger-causa $\Delta embi_t$	0,29800	0,93619
$\Delta embi_t$ não Granger-causa $\Delta q_t$	1,49864	0,18893
$\Delta q_t$ não Granger-causa $\Delta embi_t$	3,24390	0,00654
<b><math>\Delta(\pi - \pi^T)_t</math> não Granger-causa <math>\Delta i_t</math></b>	<b>2,31576</b>	<b>0,04084</b>
<b><math>\Delta i_t</math> não Granger-causa <math>\Delta(\pi - \pi^T)_t</math></b>	<b>5,44445</b>	<b>8,8E-05</b>
$r_t$ não Granger-causa $\Delta \pi_t$	3,33736	0,00543
$\Delta \pi_t$ não Granger-causa $r_t$	0,89234	0,50454
$(r - r^{US})_t$ não Granger-causa $\Delta q_t$	0,62933	0,70634
$\Delta q_t$ não Granger-causa $(r - r^{US})_t$	5,66038	5,9E-05

## APÊNDICE K – Testes de especificação do VAR

O teste para exclusão de defasagens de um VAR calcula a estatística de Wald, que possui distribuição  $\chi^2$ , para a hipótese nula de que a defasagem deve ser excluída, por não ser significativa (quando *p-value* maior do que o nível de significância considerado). A estatística de teste é calculada individualmente, para cada equação do VAR, e conjuntamente, para todas as equações, a cada defasagem. O resultado obtido encontra-se na Tabela K.1 e indica a não-significância conjunta das defasagens 3 e 4 das variáveis endógenas.

O teste dos critérios calcula diversos critérios de informação para cada número hipotético de defasagens do VAR (de zero até um número estipulado pelo pesquisador), indicando o número ótimo segundo cada critério (marcado com um “\*”). Todos os critérios oferecidos indicaram 2 defasagens como o número mais adequado, em concordância com o teste de exclusão de Wald.

**Tabela K.1 Teste de Wald para exclusão de defasagens não-significativas**

Defasagem	Equação para $y_t$	Equação para $\Delta i_t$	Equação para $\Delta \pi_t$	Equação para $\Delta q_t$	Conjunta
1	8,2886 (0,0816)	40,768 (3,00e-08)	34,451 (6,02e-07)	12,672 (0,0130)	97,545 (9,97e-14)
2	11,387 (0,0225)	9,0760 (0,0592)	6,6168 (0,1576)	3,6336 (0,4578)	35,558 (0,0033)
3	3,2423 (0,5181)	12,075 (0,0168)	3,8135 (0,4318)	7,9715 (0,0926)	26,692 (0,0450)
4	6,3325 (0,1757)	7,6505 (0,1053)	2,1245 (0,7129)	1,2534 (0,8692)	17,566 (0,3499)
5	3,8635 (0,4248)	11,569 (0,0209)	2,6679 (0,6148)	3,1836 (0,5276)	21,286 (0,1678)
6	3,2850 (0,5113)	1,2014 (0,8779)	7,4622 (0,1134)	10,485 (0,0330)	25,187 (0,0666)

Valores: estatísticas de Wald com distribuição  $\chi^2$ , *p-values* entre parênteses

**Tabela K.2 Teste dos critérios de informação para seleção do número ótimo de defasagens**

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	396,40	NA	7,71e-09	-7,3347	-6,0444	-6,8133
1	500,65	173,39	1,21e-09	-9,1927	-7,4722*	-8,4974
2	527,63	42,595	9,74e-10*	-9,4238	-7,2731	-8,5547*
3	540,33	18,984	1,06e-09	-9,3543	-6,7735	-8,3115
4	551,68	16,012	1,21e-09	-9,2564	-6,2455	-8,0398
5	577,71	34,521*	1,01e-09	-9,4675	-6,0265	-8,0771
6	595,94	22,643	1,02e-09	-9,5145*	-5,6433	-7,9502

\* indica a ordem do VAR (número de defasagens) selecionada pelo respectivo critério  
 LR: teste LR modificado sequencial (nível de significância de 5%); FPE: erro final de predição  
 AIC: critério de informação de Akaike; BIC: critério de informação de Schwarz (bayesiano)  
 HQ: critério de informação de Hannan-Quinn

O teste de exogeneidade de Wald realiza testes de causalidade de Granger, a fim de detectar se uma variável endógena pode ser tratada como exógena. Para cada equação do VAR, é calculada uma estatística  $\chi^2$  para cada variável endógena explicativa, e uma estatística  $\chi^2$  (última linha da tabela K.3) para o conjunto de todas as endógenas explicativas, testando sua significância na explicação da variável dependente.

Os resultados a seguir indicam que nenhuma outra variável endógena (e suas defasagens) é estatisticamente significativa na explicação de  $y_t$  (*gap* do produto). Portanto, essa variável pode ser considerada exógena, e sua equação não precisa ser estimada em conjunto com as demais.

**Tabela K.3 Teste de Wald para a exogeneidade das variáveis dependentes do VAR com duas defasagens**

Explicativa	$y_t$	$\Delta i_t$	$\Delta \pi_t$	$\Delta q_t$
$y_t$	-	25.823 (0.0004)	0.6857 (0.7097)	5.9209 (0.0518)
$\Delta i_t$	3.5247 (0.1716)	-	11.956 (0.0025)	0.1306 (0.9368)
$\Delta \pi_t$	3.2983 (0.1922)	10,168 (0.0062)	-	8.9759 (0.0112)
$\Delta q_t$	0.2413 (0.8864)	1.2009 (0.5486)	10.578 (0.0050)	-
Todas	5.5121 (0.4800)	38.892 (0.0000)	23.814 (0.0006)	14.732 (0.0224)

## APÊNDICE L – demais modelos Capítulo 4

*Modelos estimados para a evolução das variáveis que afetam direta ou indiretamente as reservas internacionais brasileiras e as dívidas interna e externa.*

**Tabela L.1: Variáveis utilizadas na equação para  $\Delta embi_t$  (variação no logaritmo do spread soberano).**

Equação da Média	$z_t$ #	$\Delta \ln BAA_t$	$\Delta \ln CrescExp_t$	$\Delta \ln DICP/DTot_t$
Constante	ns	ns	ns	-0,0117*** (0,0007)
$\Delta Int10yr_t$	-	-0,5319*** (0,0816)	-	-
$\Delta \ln CrescExp_{t-2}$	-	-	0,3857*** (0,0681)	-
AR(1)	0,3577*** (0,0962)	-0,3547*** (0,1299)	-	0,5532*** (0,0809)
AR(4)	-0,2100** (0,0910)	-	-	-
AR(12)	-	-	-0,1640*** (0,0289)	-
MA(1)	-	0,8018*** (0,0855)	-	-1,0320*** (0,0503)
MA(6)	-0,2256** (0,1029)	-	-	-
Equação da Variância	Constante	EGARCH	TARCH	EGARCH
Constante	-	-1,0819** (0,5410)	0,0013** (0,0006)	-6,0553*** (0,3794)
$\varepsilon_{t-1}^2 * (\varepsilon_{t-1} < 0)$	-	-	1,3948*** (0,4476)	-
$ \varepsilon_{t-1}  / \sqrt{h_{t-1}}$	-	-0,3852** (0,1698)	-	-1,1486*** (0,3828)
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$	-	0,1951** (0,0841)	-	-
$h_{t-1}$	-	-	0,3271** (0,1414)	-
$\ln(h_{t-1})$	-	0,7837*** (0,0955)	-	-
R2	0,2707	0,4566	0,0975	0,2255
AIC	-1,6555	-3,3582	-2,2007	-3,8805
BIC	-1,5764	-3,1758	-2,0590	-3,6737

# Resíduos do modelo de longo prazo estimado para o  $emb_i$ , no Capítulo 3.

Tabela L.2 Taxas de juro externas, fluxo cambial e contas do balanço de pagamentos.

Equação da Média	$\Delta \ln FF_t$	$\ln t10yr_t$	$fluxocam_t$	$CCorr_t$	$CCapFin_t^\#$
Constante	ns	6,1249*** (0,0559)	ns	ns	ns
$\Delta \ln t10yr_t$	-0,2762*** (0,1047)	-	11104,6*** (2826,1)	-	-
$CCorr_{t-1}$	-	-	-	0,7637*** (0,0608)	-
$\Delta \ln BAA_t$	-	-	-	-	-7211,7** (3337,4)
$\Delta \ln BAA_{t-1}$	-	-	-	-4311,7*** (836,77)	-
$\Delta \ln FF_{t-1}$	-	-	-	3299,3*** (900,32)	-
AR(1)	0,8521*** (0,0762)	0,9141*** (0,0356)	0,9323*** (0,0390)	-	0,9583*** (0,0502)
MA(1)	-0,3344** (0,1421)	-	-0,7349*** (0,0821)	-0,6547*** (0,0868)	-0,5019*** (0,1277)
MA(2)	-	-	-	0,2325*** (0,0688)	-
MA(4)	-	-	-	-	-0,2305** (0,1081)
MA(12)	-	-	-	0,5541*** (0,0570)	-
Equação da Variância	Constante	GARCH	EGARCH	Constante	EGARCH
Constante	-	0,00002*** (0,000006)	1,2087*** (0,0179)	-	0,2913 (0,7145)
$ \varepsilon_{t-1} /\sqrt{h_{t-1}}$	-	-	-0,3816*** (0,0023)	-	0,3667** (0,1782)
$\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$	-	-	0,3745*** (0,0657)	-	-
$h_{t-1}$	-	2,0016*** (0,0068)	-	-	-
$h_{t-2}$	-	-1,0084*** (0,0069)	-	-	-
$\ln(h_{t-1})$	-	-	0,9366*** (0,0006)	-	0,9633*** (0,0515)
R2	0,4886	0,8802	0,3586	0,7747	0,5539
AIC	-2,9125	-3,3023	18,195	16,204	18,130
BIC	-2,8344	-3,1728	18,377	16,361	18,312

# Modelo estimado para a Conta Capital e Financeira menos os fluxos relativos a empréstimos do FMI.

Tabela L.3 Remuneração das reservas, *mark-to-market*, taxa de câmbio nominal e intervenções.

Equação da Média	$r_t^R$	$mmktpcaa_t$	$\Delta e_t$	$Intervpos_t$	$Intervneg_t$
Constante	-1,1500*** (0,2820)	ns	ns	ns	ns
$r_{t-1}^R$	0,4017*** (0,0775)	-	-	-	-
$mmktpcaa_{t-1}$	-	0,7922*** (0,0589)	-	-	-
$Intervpos_{t-1}$	-	-	-	0,2249*** (0,0646)	-
$FF_{t-3} \omega_D$	0,7610*** (0,1126)	-	-	-	-
$t10yr_{t-6} \omega_T$	0,8093*** (0,1224)	-	-	-	-
$\Delta \ln t10yr_t \omega_T$	-	7,4165*** (2,5320)	-	-	-
$\Delta q_t$	-	-	0,8173*** (0,0462)	-	-
$fluxopos_t$ ( $fluxopos_t > 1500$ )	-	-	-	0,4944*** (0,0320)	-
$Var(\Delta e_t)$ ( $fluxoneg_t Var(\Delta e_t) < -1$ )	-	-	-	-	-282169*** (26009,7)
AR(1)	-	-	-0,3523*** (0,0467)	-	-
AR(4)	-	-	0,2822*** (0,0894)	-	-
MA(5)	-	-	0,3223*** (0,1002)	-	-
Equação da Variância	GARCH	Constante	GARCH	EGARCH	Constante
Constante	0,0692 (0,0518)	-	0,0009*** (0,0003)	0,7659*** (0,2956)	-
$\varepsilon_{t-1}^2$	0,8483** (0,3691)	-	0,3869*** (0,1099)	-	-
$ \varepsilon_{t-1}  / \sqrt{h_{t-1}}$	-	-	-	0,1758** (0,0876)	-
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$	-	-	-	0,2706*** (0,0019)	-
$h_{t-1}$	0,3369*** (0,1302)	-	-0,4652** (0,2314)	-	-
$\ln(h_{t-1})$	-	-	-	0,9338*** (0,0251)	-
R2	0,5591	0,7003	0,5702	0,6647	0,5706
AIC	2,7322	2,3474	-4,1914	16,299	14,046
BIC	2,9192	2,4029	-4,0056	16,454	14,076

Tabela L.4 *Superávit primário, dívida externa de curto prazo e variáveis auxiliares.*

Equação da Média	$\Delta(ResPri/PIB)_t$	$\phi_t^{ext}$	$\Delta(r-r^{US})_t$	$\Delta igpm_t$	$\Delta I_t^{ext} pcaa$	$CrescPIB_t$
Constante	ns	28,424*** (1,1780)	ns	ns	ns	0,8490*** (0,0973)
$\Delta(i-igpm)_t$	-	-	0,9965*** (0,0580)	-	-	-
$\Delta i_{t-2}$	-	-	-	-3,3593*** (0,5766)	-	-
$\Delta embi_{t-30}$	-	-	-	-	0,00005*** (0,00001)	-
$\Delta embi_{t-40}$	-	-	-	-	0,00008*** (0,00000)	-
$\Delta y_t$	-	-	-	-	-	0,3214*** (0,0845)
AR(1)	-	0,8899*** (0,0409)	-	-	0,9915*** (0,0121)	-
AR(12)	0,8809*** (0,0644)	-	-	-	-	0,7960*** (0,0602)
MA(1)	-0,9828*** (0,0145)	-	-0,3611*** (0,1033)	-	-	-0,3899*** (0,0715)
MA(2)	-	-	-0,4003*** (0,0991)	-0,3132*** (0,1019)	-	-0,2884*** (0,0782)
MA(3)	-	-	-0,1978* (0,1127)	-	-0,3295*** (0,0408)	-
MA(4)	-	-	-	-	-	-0,2923*** (0,0688)
Equação da Variância	Constante	EGARCH	GARCH	EGARCH	EGARCH	GARCH
Constante	-	-1,0070*** (0,3648)	0,0348*** (0,0067)	0,0792*** (0,0000)	-4,4864*** (0,2472)	0,2096** (0,0851)
$\varepsilon_{t-1}^2$	-	-	0,0762* (0,0458)	-	-	-0,1260*** (0,0341)
$ \varepsilon_{t-1} /\sqrt{h_{t-1}}$	-	0,8639** (0,3544)	-	-0,2322*** (0,0000)	-1,5490*** (0,2867)	-
$ \varepsilon_{t-2} /\sqrt{h_{t-2}}$	-	1,2130*** (0,3264)	-	-	-	-
$\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$	-	0,4323** (0,1903)	-	0,2867*** (0,0402)	-1,2263*** (0,1955)	-
$h_{t-1}$	-	-	1,5012*** (0,1168)	-	-	1,0597*** (0,0609)
$h_{t-2}$	-	-	-0,8588*** (0,1093)	-	-	-
$\ln(h_{t-1})$	-	-	-	0,9252*** (0,0000)	-	-
R2	0,8517	0,8140	0,7861	0,1432	0,6515	0,6676
AIC	3,4646	3,4503	0,8131	1,4430	-2,5525	4,1200
BIC	3,5206	3,6170	1,0202	1,6003	-2,3082	4,3717

## APÊNDICE M – Algoritmos de simulação

*Algoritmos desenvolvidos pela autora, para simulação da evolução das variáveis através do software estatístico R 2.8.0:*

a) Algoritmo principal

### Estudo de caso III – revisado.txt:

```
# source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus
documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos R\\estudo de caso III - revisado.txt", echo = TRUE)

# Limpa todas as variáveis
rm(list=ls(all=TRUE))

meses = 24      # número de meses da simulação
nrep = 1000     # número de replicações
set.seed(123)  # semente para geração de números aleatórios

# CENÁRIO 1: DICP/DTOT em queda + variação aleatória
# CENÁRIO 2: DICP/DTOT fixa
# CENÁRIO 3: DICP/DTOT ascendente
cenario = 1

# CRIAÇÃO DAS VARIÁVEIS PRINCIPAIS:
cambiomean = mat.or.vec(meses,nrep)
cambiomeandef = rep(0,12)
dcambior = mat.or.vec(meses,nrep)
ddifjuror = mat.or.vec(meses,nrep)
ddivext = mat.or.vec(meses,nrep)
digpm = mat.or.vec(meses,nrep)
dint = mat.or.vec(meses,nrep)
dipca = mat.or.vec(meses,nrep)
dselic = mat.or.vec(meses,nrep)
gapmean = mat.or.vec(meses,nrep)
ipcaam = mat.or.vec(meses,nrep)
ipcamean = mat.or.vec(meses,nrep)
ipcameandef = rep(0,4)
ipigap = mat.or.vec(meses,nrep)
# jurodext = mat.or.vec(meses,nrep)
jurodint = mat.or.vec(meses,nrep)
juroreal = mat.or.vec(meses,nrep)
lncambior = mat.or.vec(meses,nrep)
# resdesv = rep(0,meses)
reservas = mat.or.vec(meses,nrep)
# resmean = rep(0,meses)
selic = mat.or.vec(meses,nrep)

# PARÂMETROS: (necessários antes dos erros)
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\parâmetros.txt")

# VALORES INICIAIS DAS SÉRIES TEMPORAIS:
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\valores iniciais.txt")

# CRIAÇÃO DOS ERROS:
errocambio = mat.or.vec(meses,nrep)
errogap = rnorm(nrep*meses,mgap,sdgap)
errogap = matrix(errogap, nrow=meses, ncol=nrep)
erroipca = rnorm(nrep*meses,mipca,sdipca)
erroipca = matrix(erroipca, nrow=meses, ncol=nrep)
erroselic = mat.or.vec(meses,nrep)
vcambio = mat.or.vec(meses,nrep)
vselic = rep(0,meses)

# CÁLCULO DE DLNCRESCEXP
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\cálculo dlncrescexp.txt")

# CÁLCULO DE DRESPIPIB (respri/pib %a.m.)
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\cálculo respri_pib_am.txt")

# CÁLCULO DE LNT10YR E LNFF
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\cálculo lnt10yr e lnff.txt")
```

```

# CÁLCULO DE DLNBAA - tem que ser antes do EMBI
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\cálculo dlmbaa.txt")

# CÁLCULO DO FLUXO CAMBIAL - tem que ser após LNFF e DLNBAA
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\cálculo fluxocam.txt")

# CÁLCULO DE JURORES, MMKTPC E INTERVPOS (intervenções de compra)
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\cálculo reservas 1.txt")

# CÁLCULO DE LNDICP_DTOT
if (cenario<2) {
  source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus
documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos R\\dIndicpdtot garch.txt")
}

# CÁLCULO INICIAL DO EMBI (para t = 1,2) - tem que ser antes do DIPCA (precisa do dlmbi[1])
# e antes do DLNCAMBIO_R (precisa de dlmbi[1] e
dlmbi[2])
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\cálculo embi inicial.txt")

# CÁLCULO DO ERRODIFJURO (diferencial de juros reais - nosso menos EUA)
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\cálculo errodifjuro.txt")

# CÁLCULO INICIAL DO DIGPM
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\cálculo digpm inicial.txt")

# CÁLCULOS PRELIMINARES DAS 4 VARIÁVEIS DO MODELO MACRO:

# 1) IPIGAP - OK
gapmean0 = gama0 + gama1*jurordef[3]
gapmean[1,] = gama0 + gama1*jurordef[2]
gapmean[2,] = gama0 + gama1*jurordef[1]
ipigap[1,] = gapmean[1,] + gamaar1*(gapdef[1] - gapmean0) + gamama2*gapres[2] + errogap[1,]
ipigap[2,] = gapmean[2,] + gamaar1*(ipigap[1,] - gapmean[1,]) + gamama2*gapres[1] +
errogap[2,]

# 2) DLNCAMBIO_R - OK
vcambio[1,] = deltavar0 + deltavar1*cambiodef[1]^2
for (t in 1:meses) {
  if (t>1) { # t=2 em diante
    vcambio[t,] = deltavar0 + deltavar1*errocambio[t-1,]^2
  }
  errocambio[t,] = rnorm(nrep,mcambio,vcambio[t,]^0.5)
  if (t<13) { # 13-t>0
    cambiomeandef[13-t] = delta1*crescexpdef[16-t] + delta2*ddifdef[16-t] +
delta3*dlmbidef[13-t]
    if (t<3) { # t=1,2
      cambiomean[t,] = delta1*crescexpdef[4-t] + delta2*ddifdef[4-t] +
delta3*dlmbi[t,]
      dcambior[t,] = cambiomean[t,] + deltaar12*(cambiodef[13-t] -
cambiomeandef[13-t]) + deltamal2*cambiores[13-t] + errocambio[t,]
    }
  }
}
lncambior[1,] = lncambior0 + dcambior[1,]
lncambior[2,] = lncambior[1,] + dcambior[2,]

# 3) DSELICAM - OK
vselic[1] = betavar0 + betavar1*selicres[1]^2
erroselic[1,]=rnorm(nrep,mse1,vselic[1]^0.5)
for(t in 2:meses) {
  vselic[t]= betavar0 + betavar1*vselic[t-1]
  if (vselic[t]<0) vselic[t]=0
  erroselic[t,]=rnorm(nrep,mse1,vselic[t]^0.5)
}
dselic[1,] = beta1*selicdef[1] + beta2*gapdef[2] + beta3*cambiodef[3] + betama2*selicres[2] +
erroselic[1,]
dselic[2,] = beta1*dselic[1,] + beta2*gapdef[1] + beta3*cambiodef[2] + betama2*selicres[1] +
erroselic[2,]
dselic[3,] = beta1*dselic[2,] + beta2*ipigap[1,] + beta3*cambiodef[1] + betama2*erroselic[1,]
+ erroselic[3,]
selic[1,] = selic0 + dselic[1,]
selic[2,] = selic[1,] + dselic[2,]
selic[3,] = selic[2,] + dselic[3,]

# JURO REAL INICIAL:
juroreal[1,] = jurordef[1] + dselic[1,] - digpm[1,]
juroreal[2,] = juroreal[1,] + dselic[2,] - digpm[2,]

```

```

# DDIFJURO_R INICIAL:
ddifjuror[1,] = pi1*(juoreal[1,]-jurordef[1]) + pima1*ddifres[1] + pima2*ddifres[2] +
pima3*ddifres[3] + errodifjuro[1,]
ddifjuror[2,] = pi1*(juoreal[2,]-juoreal[1,]) + pima1*errodifjuro[1,] + pima2*ddifres[1] +
pima3*ddifres[2] + errodifjuro[2,]

# 4) DIPCA12M_AM - OK # Depois do dlnebi[1] e dselic[1] e [2]
for (t in 1:4) {
  ipcmeandef[t] = alfa1*selicdef[t+2] + alfa2*dlnebidef[t+3] + alfa3*dlnebidef[t+4]
}
ipcmean[1,] = alfa1*selicdef[2] + alfa2*dlnebidef[3] + alfa3*dlnebidef[4]
ipcmean[2,] = alfa1*selicdef[1] + alfa2*dlnebidef[2] + alfa3*dlnebidef[3]
ipcmean[3,] = alfa1*dselic[1,] + alfa2*dlnebidef[1] + alfa3*dlnebidef[2]
ipcmean[4,] = alfa1*dselic[2,] + alfa2*dlnebi[1,] + alfa3*dlnebidef[1]
dipca[1,] = ipcmean[1,] + alfaar1*(ipcdef[1]-ipcmeandef[1]) + alfaar4*(ipcdef[4]-
ipcmeandef[4]) + alfama12*ipcares[12] + erroipca[1,]
ipcaam[1,] = ipca0 + dipca[1,]

# JURO DA DÍVIDA INTERNA INICIAL:
jurodint[1,] = selic[1,]*wpos + selic0*(1 + dcambior[1,])*wcambio + (jurordef[1] +
ipcaam[1,])*wipca + (selic[1,]+100*(1.025^(1/12)-1))*wpre

# CÁLCULO DOS VALORES INTERDEPENDENTES:

for (t in 1:meses) {
# Cálculo do IPIGAP:
if (t>2) { # t=3 em diante
  gapmean[t,] = gama0 + gama1*juoreal[t-2,]
  ipigap[t,] = gapmean[t,] + gamaar1*(ipigap[t-1,] - gapmean[t-1,]) + gamama2*errogap[t-
2,] + errogap[t,]
}

# Cálculo IPCA12M_AM:
if (t>1) { # t=2 em diante
  if (t>4) {ipcmean[t,] = alfa1*dselic[t-2,] + alfa2*dlnebi[t-3,] + alfa3*dlnebi[t-
4,]}
  if (t<13) { # t até 12
    if (t<5) { # t=2,3,4
      dipca[t,] = ipcmean[t,] + alfaar1*(dipca[t-1,]-ipcmean[t-1,]) +
alfaar4*(ipcdef[5-t]-ipcmeandef[5-t]) + alfama12*ipcares[13-t] + erroipca[t,]
    }
    if (t>4) { # t entre 5 e 12, t-12 entre -7 e 0, t-4>=1
      dipca[t,] = ipcmean[t,] + alfaar1*(dipca[t-1,]-ipcmean[t-1,]) +
alfaar4*(dipca[t-4,]-ipcmean[t-4,]) + alfama12*ipcares[13-t] + erroipca[t,]
    }
  }
  if (t>12) { # t-12>0
    dipca[t,] = ipcmean[t,] + alfaar1*(dipca[t-1,]-ipcmean[t-1,]) +
alfaar4*(dipca[t-4,]-ipcmean[t-4,]) + alfama12*erroipca[t-12,] + erroipca[t,]
  }
  ipcaam[t,] = ipcaam[t-1,] + dipca[t,]
}

# Cálculo de DSELICAM: # tem que ser antes do DDIFJURO_R (precisa de juoreal[t])
if (t>3){ # t=4 em diante
  dselic[t,] = beta1*dselic[t-1,] + beta2*ipigap[t-2,] + beta3*dcambior[t-3,] +
betama2*erroselic[t-2,] + erroselic[t,]
  selic[t,] = selic[t-1] + dselic[t,]
}

# Cálculo de DIGPM E JURO REAL: # para o DDIFJURO_R
if (t>2) { # t=3 em diante
  digpm[t,] = chi1*dselic[t-2,] + chima2*erroigpm[t-2] + erroigpm[t,]
  juoreal[t,] = juoreal[t-1] + dselic[t,] - digpm[t,]
}

# Cálculo de DDIFJURO_R:
if (t>2) { # t=3 em diante
  if (t<4) { # t=3
    ddifjuror[3,] = pi1*(juoreal[3,]-juoreal[2,]) + pima1*errodifjuro[2,] +
pima2*errodifjuro[1,] + pima3*ddifres[1] + errodifjuro[3,]
  }
  if (t>3) { # t=4 em diante
    ddifjuror[t,] = pi1*(juoreal[t,]-juoreal[t-1,]) + pima1*errodifjuro[t-
1,]+pima2*errodifjuro[t-2,] + pima3*errodifjuro[t-3,] + errodifjuro[t,]
  }
}

# Cálculo do DLNEMBIBR:
if (t>2){ # t = 3 em diante
  dlnebi[t,] = fi1*embiz[t,] + fi2*dlnbaa[t,] + fi3*dlndicpdt[t,] + fi5*dlncrescexp[t-
1,] + fi6*dlncrescexp[t-2,] + fi7*dlnebi[t-1,] + fi8*dlnebi[t-2,] + erroembi[t,]
  lnebi[t,] = lnebi[t-1,] + dlnebi[t,]
}

# Cálculo de DLNCAMBIO_R: # EMBI TEM QUE SER ANTES!
if (t>2) { # t=3 em diante

```

```

        if (t>3) {
            # t=4 em diante
            cambiomean[t,] = delta1*dlncresexp[t-3,] + delta2*ddifjutor[t-3,] +
            delta3*dlnembi[t,]
        }
        if (t<13) {
            # 13-t>0
            if (t<4) {
                # t=3
                cambiomean[3,] = delta1*cresexpdef[1] + delta2*ddifdef[1] +
                delta3*dlnembi[3,]
            }
            dcambior[t,] = cambiomean[t,] + deltaar12*(cambiodef[13-t] - cambiomeandef[13-
            t]) + deltama12*cambiores[13-t] + errocambio[t,]
        }
        if (t>12) {
            # t-12>0
            dcambior[t,] = cambiomean[t,] + deltaar12*(dcambior[t-12,] - cambiomean[t-12,])
            + deltama12*errocambio[t-12,] + errocambio[t,]
        }
        Incambior[t,] = Incambior[t-1,] + dcambior[t,]
    }
}
# Cálculo de JURDINT, taxa de juros da dívida interna (%a.m.):
if (t>1){
    jurodint[t,] = selic[t,]*wpos + selic[t-1,]*(1 + dcambior[t,])*wcambio + (juroreal[t-
    1,] + ipcaam[t,])*wipca + (selic[t,]+100*(1.025^(1/12)-1))*wpre
}
}
# fim do for (t in 1:meses)

# CÁLCULO DE INTERVNEG (intervencões de venda - dependem da volatilidade do câmbio) e RESERVAS
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\cálculo reservas 2.txt")

# CÁLCULO DE CRESCPIB_AM
source(file="C:\\Documents and Settings\\PARTICULAR\\Meus documentos\\Eu\\Doutorado\\Arquivos
R\\cálculo crescpib_am.txt")

# CÁLCULO DO PIB MENSAL a PREÇOS CORRENTES EM REAIS (MILHÕES)
pibmensal = mat.or.vec(meses,nrep)
pibmensal[1,] = pibmensa10*(1 + crescpib[1,]/100)
for (t in 2:meses) pibmensal[t,] = pibmensal[t-1,]*(1 + crescpib[t,]/100)

# CÁLCULO DO SUPERÁVIT PRIMÁRIO MENSAL:
respri = pibmensal*respri/100

# CÁLCULO DA DÍVIDA INTERNA:
dint[1,] = dint0*(1+jurodint[1,]/100) - respri[1,] + intervpos[1,]
for (t in 2:meses){
    dint[t,] = dint[t-1,]*(1+jurodint[t,]/100) - respri[t,] + intervpos[t,]
}

```

*b) Valores iniciais das variáveis (históricos ou estimados através dos modelos obtidos)*

### Valores iniciais.txt:

```

# Composição da Dívida Interna - OK
wpos = 0.35
wcambio = 0.01
wipca = 0.29
wpre = 0.35

# Dívida Interna Inicial - OK (milhões de R$)
dint0 = 1247289.8

# VARIACÃO DO RESPRI/PIB MENSAL - OK
respri0 = 3.12
dresprires = 0.618651
drespridef = rep(0,12)
drespridef[12] = 0.03
drespridef[11] = -0.74
drespridef[10] = -1.62
drespridef[9] = 4.29
drespridef[8] = -2.36
drespridef[7] = -5.51
drespridef[6] = 10.31
drespridef[5] = -4.35
drespridef[4] = 2.40
drespridef[3] = 2.46
drespridef[2] = -4.99
drespridef[1] = 0.85

# CRESCIMENTO DO PIB MENSAL - OK
crescpibres = 3.440740
vcpiibdef = 3.387994
crescpibdef = rep(0,12)
crescpibdef[12] = -1.750000
crescpibdef[11] = 2.820000
crescpibdef[10] = -3.610000

```

```

crescpibdef[9] = 6.640000
crescpibdef[8] = 0.810000
crescpibdef[7] = -2.210000
crescpibdef[6] = 0.600000
crescpibdef[5] = -4.500000
crescpibdef[4] = 1.670000
crescpibdef[3] = 4.290000
crescpibdef[2] = 6.330000
crescpibdef[1] = 3.790000
cpibres = rep(0,4)
cpibres[4] = -3.969641
cpibres[3] = 2.289914
cpibres[2] = 1.436988
cpibres[1] = 3.440740
pibmensal0 = 254241.8

# TAXA DE JUROS DAS RESERVAS - OK
juroresres = 0.047664
varjresdef = 0.176783
juroresdef = 3.72

# MARK-TO-MARKET % - OK
mmktpcdef = -0.634200

# RESERVAS - OK
reservas0 = 200827.0

# TAXA DE FEDFUNDS - OK
dlnffres = 0.1268
dlnffdef = 0.0100
fedfundsdef = rep(0,3)
fedfundsdef[3] = 2.28
fedfundsdef[2] = 1.98
fedfundsdef[1] = 2.00
lnff0 = 5.2983

# COMPOSIÇÃO DAS RESERVAS - OK
wtit = .98
wdepo = 0.015

# FLUXO CAMBIAL - OK
varfluxodef = 7674297
fluxocamdef = -877.00
fluxores = -4422.23

# DICPDTOT - OK
dicpdtres = -0.041971
dicpdtvardef = 0.001003
dln dicpdtdef = -0.031675
ln dicpdt0 = 3.311064

# INTERVENCOES - OK
intposdef = 1983.00
intposres = 1416.66
vintposdef = 3525478.
intnegdef = 0.0000
intnegres = 0.0000
vintnegdef = 19073.41

# TAXA DE JUROS - OK
selic0 = 0.95564
selicdef = rep(0,6)
selicdef[6] = 0
selicdef[5] = 0
selicdef[4] = 0
selicdef[3] = 0.014356
selicdef[2] = 0.019609
selicdef[1] = 0.034591
selicres = rep(0,2)
selicres[2] = 0.006116
selicres[1] = 0.012425

# GAP DO PRODUTO - OK
jurordef = rep(0,3)
jurordef[3] = 0.211437
jurordef[2] = -0.688954
jurordef[1] = -1.024363
gapres = rep(0,2)
gapres[2] = -1.671492
gapres[1] = 2.208024
gapdef = rep(0,13)
gapdef[13] = 0.403699
gapdef[12] = -0.160965
gapdef[11] = 1.541570
gapdef[10] = -0.168090
gapdef[9] = 3.750556
gapdef[8] = 0.838018

# OK - juroreal[t-2,i] para gapmean[t-1,1] qdo t=1
# OK - juroreal[t-2,i] para t=1
# OK - juroreal[t-2,i] para t=2

# OK - errogap[t-2,i] para t=1
# OK - errogap[t-2,i] para t=2

```

```

gapdef[7] = -0.435450
gapdef[6] = 1.270342
gapdef[5] = 0.295620
gapdef[4] = 0.570517
gapdef[3] = 0.315149
gapdef[2] = -1.220410
gapdef[1] = 1.983892

# OK - ipigap[t-2,i] para t=1
# OK - ipigap[t-1,i] para t=1 ou ipigap[t-2,i] para t=2

# TAXA DE INFLAÇÃO - OK
ipcdef = rep(0,4)
ipcdef[4] = 0.009175
ipcdef[3] = 0.024992
ipcdef[2] = 0.042471
ipcdef[1] = 0.038343
ipcares = rep(0,12)
ipcares[12] = -0.028247
ipcares[11] = 0.028966
ipcares[10] = -0.020009
ipcares[9] = -0.013004
ipcares[8] = -0.010147
ipcares[7] = 0.007158
ipcares[6] = 0.002892
ipcares[5] = 0.021915
ipcares[4] = -0.012119
ipcares[3] = 0.014384
ipcares[2] = 0.043023
ipcares[1] = 0.017739
ipca0 = 0.49

# TAXA DE CÂMBIO - OK
lncambior0 = 4.539232
cambiodef = rep(0,12)
cambiodef[12] = -0.008864
cambiodef[11] = 0.036714
cambiodef[10] = -0.016758
cambiodef[9] = -0.029718
cambiodef[8] = 0.012415
cambiodef[7] = 0.006852
cambiodef[6] = 0.011167
cambiodef[5] = -0.008428
cambiodef[4] = 0.031737
cambiodef[3] = 0.006228
cambiodef[2] = -0.004362
cambiodef[1] = -0.010190
cambiores = rep(0,12)
cambiores[12] = -0.016837
cambiores[11] = 0.009671
cambiores[10] = -0.015862
cambiores[9] = -0.012959
cambiores[8] = -0.000013
cambiores[7] = -0.007363
cambiores[6] = 0.004248
cambiores[5] = -0.019844
cambiores[4] = 0.010629
cambiores[3] = 0.002786
cambiores[2] = 0.020452
cambiores[1] = 0.008674
vcambiodef = rep(0,3)
vcambiodef[3] = 0.000422
vcambiodef[2] = 0.000368
vcambiodef[1] = 0.000619

# DLNCRESCEXP - OK
crescexpdef = rep(0,15)
crescexpdef[15] = 0.065511
crescexpdef[14] = 0.088677
crescexpdef[13] = 0.004721
crescexpdef[12] = -0.080609
crescexpdef[11] = -0.041709
crescexpdef[10] = -0.021882
crescexpdef[9] = -0.004770
crescexpdef[8] = 0.027776
crescexpdef[7] = 0.011535
crescexpdef[6] = 0.009487
crescexpdef[5] = 0.031825
crescexpdef[4] = -0.059619
crescexpdef[3] = -0.043258
crescexpdef[2] = 0.053399
crescexpdef[1] = 0.096129
vcrescexpdef = 0.003629
crescexpres = 0.109445

# DIFERENCIAL DE JUROS REAIS (DDIFJURO_R)
ddifdef = rep(0,15)
ddifdef[15] = 0.029442
ddifdef[14] = -0.050163
ddifdef[13] = -0.665241

```

```

ddifdef[12] = -0.261765
ddifdef[11] = -0.879854
ddifdef[10] = 0.148840
ddifdef[9] = 0.199321
ddifdef[8] = 0.758127
ddifdef[7] = -1.728389
ddifdef[6] = 1.259965
ddifdef[5] = 0.446810
ddifdef[4] = 0.390900
ddifdef[3] = -0.160217
ddifdef[2] = -0.646313
ddifdef[1] = -0.172259
ddifres = rep(0,3)
ddifres[3] = 0.071702
ddifres[2] = 0.519647
ddifres[1] = 0.507321
vdifdef = rep(0,2)
vdifdef[2] = 0.149756
vdifdef[1] = 0.159617

# VARIAÇÃO DO IGPM:
igpmres = rep(0,2)
igpmres[2] = 0.909529
igpmres[1] = 0.378981
vigpm0 = 0.242420

# EMBIBR - OK
lnnemb0 = 5.433722
dlnembidef = rep(0,12)
dlnembidef[12] = 0.279888
dlnembidef[11] = -0.067987
dlnembidef[10] = -0.145810
dlnembidef[9] = -0.047628
dlnembidef[8] = 0.316234
dlnembidef[7] = -0.013423
dlnembidef[6] = 0.142500
dlnembidef[5] = 0.034552
dlnembidef[4] = 0.051482
dlnembidef[3] = -0.251314
dlnembidef[2] = -0.198114
dlnembidef[1] = 0.251938

# Z_EMBI - OK
zdef = rep(0,4)
zdef[4] = 0.023683
zdef[3] = 0.044651
zdef[2] = -0.059097
zdef[1] = -0.191519
zres = rep(0,6)
zres[6] = -0.002216
zres[5] = 0.054427
zres[4] = -0.028810
zres[3] = 0.026953
zres[2] = -0.073577
zres[1] = -0.099187

# LNT10YR - OK
lnt10yrdef = rep(0,2)
lnt10yrdef[2] = 5.961005
lnt10yrdef[1] = 6.016157
vt10yrdef = rep(0,2)
vt10yrdef[2] = 0.003101
vt10yrdef[1] = 0.003237
t10yrdef = rep(0,6)
t10yrdef[6] = 3.74
t10yrdef[5] = 3.74
t10yrdef[4] = 3.51
t10yrdef[3] = 3.68
t10yrdef[2] = 3.88
t10yrdef[1] = 4.10

# DLNBAA - OK
baares0 = 0.027755
vbaa0 = 0.001642
dlnbaa0 = -0.026580
lnbaa0 = 5.693732

```

c) *Parâmetros estimados*

**parâmetros.txt:**

```

# PARÂMETROS DOS MODELOS: #
# CRESCPIB_AM - OK #
  cpib0 = 0.8490      # constante da média
  cpib1 = 0.3214     # coeficiente de (ipigap[t] - ipigap[t-1])

```

```

cpibar12 = 0.7960 # coeficiente de (crescpib[t-12] - cpibmean[t-12])
cpibma1 = -0.3899 # coeficiente do errocpib[t-1]
cpibma2 = -0.2884 # coeficiente do errocpib[t-2]
cpibma4 = -0.2923 # coeficiente do errocpib[t-4]
vpib0 = 0.2096 # constante de vcpiB
vpib1 = -0.1260 # coeficiente de errocpib[t-1]^2
vpib2 = 1.0597 # coeficiente de vcpiB[t-1]
mcpib = 0.0000 # média do errocpib
# DCAMBIO - OK #
delta1 = -0.034917 # coeficiente de dlncrescexp[t-3]
delta2 = -0.014894 # coeficiente de ddifjuro_r[t-3]
delta3 = 0.096204 # coeficiente de dlncambibr[t]
deltaar12 = 0.5542 # coeficiente de (dlncambior - cambiomean)[t-12]
deltama12 = -0.9414 # coeficiente de errocambio[t-12]
deltavar0 = 0.0004 # constante da variância
deltavar1 = 0.5176 # coeficiente de errocambio[t-1]
mcambio = 0.0000 # média do errocambio
# DDIFJUROR - OK #
pi1 = 0.9965 # coeficiente de djuroreal[t]
pima1 = -0.3611 # coeficiente de errodifjuro[t-1]
pima2 = -0.4003 # coeficiente de errodifjuro[t-2]
pima3 = -0.1978 # coeficiente de errodifjuro[t-3]
pivar0 = 0.0348 # constante da variância
pivar1 = 0.0762 # coeficiente de errodifjuro[t-1]^2
pivar2 = 1.5012 # coeficiente de var[t-1]
pivar3 = -0.8588 # coeficiente de var[t-2]
mdif = 0.0000 # média do errodifjuro
# DLNFF - OK #
tao1 = -0.2762
taoar1 = 0.8521
taoma1 = -0.3344
mff = 0.0000
sff = 0.0249
# DIGPM - OK #
chi1 = -3.3593 # coeficiente de dselic[t-2,]
chima2 = -0.3132 # coeficiente de erroigpm[t-2,]
chivar0 = 0.0792 # constante de log(vigpm[t])
chivar1 = -0.2322 # coeficiente de absres[t-1]/var[t-1]^0.5
chivar2 = 0.2867 # coeficiente de erroigpm[t-1]/var[t-1]^0.5
chivar3 = 0.9252 # coeficiente de log(vigpm[t-1])
migpm = 0.0000 # média do erroigpm
# DIPCA - OK #
alfa1 = 0.4641 # coeficiente de dselic[t-2]
alfa2 = 0.0682 # coeficiente de dlncambibr[t-3]
alfa3 = 0.0556 # coeficiente de dlncambibr[t-4]
alfaar1 = 0.4593 # coeficiente de (dipca - dipcamean)[t-1]
alfaar4 = 0.1959 # coeficiente de (dipca - dipcamean)[t-4]
alfama12 = -0.9015 # coeficiente de erroipca[t-12]
mipca = 0.0000 # média do erroipca
sdipca = 0.0207 # desvio do erroipca
# DLNBAA - OK #
psi1 = -0.5319 # coeficiente de d(lnnt10yr)[t]
psiar1 = -0.3547 # coeficiente de (dlnbaa[t-1] - baamean[t-1])
psima1 = 0.8018 # coeficiente de errobaa[t-1]
psivar0 = -1.0819 # constante da eq de log(var[t])
psivar1 = -0.3852 # coeficiente de |errobaa[t-1]|/var[t-1]^0.5
psivar2 = 0.1951 # coeficiente de errobaa[t-1]/var[t-1]^0.5
psivar3 = 0.7837 # coeficiente de log(var[t-1])
mbaa = 0.0000 # média do errobaa
# DLNCRESCEXP - OK #
ro2 = 0.3857 # coeficiente de dlncrescexp[t-2]
roar12 = -0.1640 # coeficiente de (dlncrescexp - crescexpmean)[t-12]
rovar0 = 0.0013 # constante da variância
rovar1 = 1.3948 # coeficiente de errocrescexp[t-1](<=0)^2
rovar2 = 0.3271 # coeficiente de errocrescexp[t-1]^2
mcexp = 0 # média do errocrescexp
# DLNEMBIBR - OK #
fi1 = -0.5462 # coeficiente de z_embi[t-1]
fi2 = 0.5556 # coeficiente de dlnbaa[t]
fi3 = 0.5229 # coeficiente de dlndicpdot[t]
fi4 = 2.4626 # coeficiente de dlndplpib[t]
fi5 = -0.1359 # coeficiente de dlncrescexp[t-1]
fi6 = 0.0912 # coeficiente de dlncrescexp[t-2]
fi7 = 0.1967 # coeficiente de dlncambibr[t-1]
fi8 = 0.1268 # coeficiente de dlncambibr[t-2]
membi = 0.0000 # média do erroembi
sdembi = 0.0900 # desvio padrão do erroembi
# DSELIC - OK #
beta1 = 0.7831 # coeficiente de dselic[t-1]
beta2 = 0.0041 # coeficiente de ipigap[t-2]
beta3 = 0.2694 # coeficiente de dlncambio[t-3]
betama2 = -0.3748 # coeficiente de erroselic[t-2]
betavar0 = -0.000008 # constante da variância
betavar1 = 1.0039 # coeficiente de var[t-1]
mse1 = 0.0000 # média do erroselic
# DRESPRIPB - OK #
rpar12 = 0.8809 # ar12

```

```

rpma1 = -0.9828      # ma1
mrespri = 0.0000    # média do erro
srespri = 1.3376    # desvio padrão do erro
# FLUXOCAM - OK #
kapa1 = 11104.6     # coeficiente de dln10yr
kapaar1 = 0.9323    # coeficiente de (fluxocam[t-1]-kapa1*dln10yr[t-1])
kapama1 = -0.7349   # coeficiente de errofluxo[t-1]
kapavar0 = 1.2087   # constante de log(var)
kapavar1 = -0.3816  # coeficiente de abs(errofluxo[t-1])/var[t-1]^0.5
kapavar2 = 0.3745   # coeficiente de errofluxo[t-1]/var[t-1]^0.5
kapavar3 = 0.9366   # coeficiente de log(var[t-1])
mfluxo = 0.0000     # média do errofluxo
# LNDICPDTOT - OK #
mu0 = -0.0117      # constante da média
muar1 = 0.5532     # coeficiente da (média - mu0)[t-1]
muma1 = -1.0320    # coeficiente do erro[t-1]
muvar0 = -6.0553   # constante da log(variância)
muvar1 = -1.1486   # constante de abs(erro)/var^0.5[t-1]
mdicpdt = 0.0000   # média do erro
# INTERVENÇÕES - OK #
# Intervenções de Compra:
eta1 = 0.4944      # coeficiente de fluxocam[t]*(fluxocam[t]>1500)
eta2 = 0.2249      # coeficiente de intervpos[t-1]
etavar0 = 0.7659   # constante de log(vintpos)
etavar1 = 0.1758   # coeficiente de abs(errointpos[t-1])/vintpos[t-1]^0.5
etavar2 = 0.2706   # coeficiente de errointpos[t-1]/vintpos[t-1]^0.5
etavar3 = 0.9338   # coeficiente de log(vintpos[t-1])
mintpos = 0.0000   # média do errointpos (DISTRIBUIÇÃO LOGÍSTICA!!!)
# Intervenções de Venda:
lambda1 = 0.8273   # coeficiente de intervneg[t-1]
lambda2 = 0.3584   # coeficiente de fluxocam[t]*(fluxocam[t]<-
1000)*(dln cambio_r^2[t]>0.004)
lambdavar0 = 9.8560 # constante de vintneg[t]
lambdavar1 = 2.0747 # coeficiente de abs(errointneg[t-1])/vintneg[t-1]^0.5
lambdavar2 = -0.3731 # coeficiente de errointneg[t-1]/vintneg[t-1]^0.5
mintneg = 0.0000   # média do errointneg (DISTRIBUIÇÃO LOGÍSTICA!!!)
# IPIGAP - OK #
gama0 = 0.7385     # constante
gama1 = -0.6255    # coeficiente de juroreal[t-2]
gamaar1 = 0.4679   # coeficiente de (ipigap - gapmean)[t-1]
gamama2 = 0.3058   # coeficiente de errogap[t-2]
mgap = 0.0000      # média do errogap
sdgap = 1.2769     # desvio do errogap
# JURORES - OK #
nu0 = -1.1500     # constante da média
nu1 = 0.4017      # coeficiente de jurores[t-1]
nu2 = 0.7610      # coeficiente de wdepo[t-1]*fedfunds[t-3]
nu3 = 0.8093      # coeficiente de wtit[t-1]*exp(lnt10yr[t-6])/100
nuvar0 = 0.0692   # constante da variância
nuvar1 = 0.8483   # coeficiente de errojurores[t-1]^2
nuvar2 = 0.3369   # coeficiente de var[t-1]
mjres = 0.0000    # média do errojurores
# LNT10YR - OK #
csi0 = 6.1249     # constante da média
csiar1 = 0.9141   # coeficiente de (lnt10yr[t-1] - pi0)
csivar0 = 0.000016 # constante da variância
csivar1 = 2.0016  # coeficiente de var[t-1]
csivar2 = -1.0084 # coeficiente de var[t-2]
ml0yr = 0.0000    # média do erro10yr
# MKMKTPC - OK #
sigma1 = 0.7922   # coeficiente de mkmktpc[t-1]
sigma2 = 7.4165   # coeficiente de (lnt10yr[t]-lnt10yr[t-1])*wtit
mmkt = 0.0000     # média do erromkmt
sdmkt = 0.7653    # desvio padrão do erromkmt
# Z_EMBI - OK #
zetaar1 = 0.3577  # coeficiente de z_embi[t-1]
zetaar4 = -0.2100 # coeficiente de z_embi[t-4]
zetama6 = -0.2256 # coeficiente de erroembi[t-6]
mz = 0.0000      # média do erroz
sdz = 0.1026     # desvio padrão do erroz

```

d) Algoritmos independentes, para cálculo de variáveis auxiliares, acionados a partir do algoritmo principal

#### Cálculo crescpib\_am.txt:

```

crescpib = mat.or.vec(meses,nrep)
cpibmean = mat.or.vec(meses,nrep)
errocpib = mat.or.vec(meses,nrep)
vcplib = mat.or.vec(meses,nrep)
cpibmeandef = rep(0,12)

```

```
vcplib[1,] = vpib0 + vpib1*cpibres[1]^2 + vpib2*vcplibdef
```

```

vcplib[1,] = ifelse(vcplib[1,]<0,0,vcplib[1,])
errocpib[1,] = rnorm(nrep,0,vcplib[1,]^0.5)
cpibmean[1,] = cpib0 + cpib1*(ipigap[1,] - gapdef[1])

# Todos os vcplib, errocpib, cpibmeandef e cpibmean[t=2,3,4]:
for (t in 1:meses){
  if (t>1) { # t=2 em diante
    vcplib[t,] = vpib0 + vpib1*errocpib[t-1,]^2 + vpib2*vcplib[t-1,]
    vcplib[t,] = ifelse(vcplib[t,]<0,0,vcplib[t,])
    errocpib[t,] = rnorm(nrep,0,vcplib[t,]^0.5)
  }
  if (t<13) { # t= 1 até 12
    cpibmeandef[13-t] = cpib0 + cpib1*(gapdef[13-t] - gapdef[14-t])
    if (t<4){ # t=1,2,3
      vcplib[t+1,] = vpib0 + vpib1*errocpib[t,]^2 + vpib2*vcplib[t,]
      vcplib[t+1,] = ifelse(vcplib[t+1,]<0,0,vcplib[t+1,])
      errocpib[t+1,] = rnorm(nrep,0,vcplib[t+1,]^0.5)
      cpibmean[t+1,] = cpib0 + cpib1*(ipigap[t+1,] - ipigap[t,])
    }
  }
}

crescpib[1,] = cpibmean[1,] + cpibar12*(crescpibdef[12]-cpibmeandef[12]) + cpibma1*cpibres[1]
+ cpibma2*cpibres[2] + cpibma4*cpibres[4] + errocpib[1,]
crescpib[2,] = cpibmean[2,] + cpibar12*(crescpibdef[11]-cpibmeandef[11]) +
cpibma1*errocpib[1,] + cpibma2*cpibres[1] + cpibma4*cpibres[3] + errocpib[2,]
crescpib[3,] = cpibmean[3,] + cpibar12*(crescpibdef[10]-cpibmeandef[10]) +
cpibma1*errocpib[2,] + cpibma2*errocpib[1,] + cpibma4*cpibres[2] + errocpib[3,]
crescpib[4,] = cpibmean[4,] + cpibar12*(crescpibdef[9]-cpibmeandef[9]) + cpibma1*errocpib[3,]
+ cpibma2*errocpib[2,] + cpibma4*cpibres[1] + errocpib[4,]

```

```

for (t in 5:meses) {
  cpibmean[t,] = cpib0 + cpib1*(ipigap[t,] - ipigap[t-1,])
  if (t<13){ # t=5 a 12
    crescpib[t,] = cpibmean[t,] + cpibar12*(crescpibdef[13-t] - cpibmeandef[13-t])
+ cpibma1*errocpib[t-1,] + cpibma2*errocpib[t-2,] + cpibma4*errocpib[t-4,] + errocpib[t,]
  }
  if (t>12){ # t=13 em diante
    crescpib[t,] = cpibmean[t,] + cpibar12*(crescpib[t-12,] - cpibmean[t-12,]) +
cpibma1*errocpib[t-1,] + cpibma2*errocpib[t-2,] + cpibma4*errocpib[t-4,] + errocpib[t,]
  }
}

```

### Cálculo digpm.txt:

```

absres = rep(0,nrep)
erroigpm = mat.or.vec(meses,nrep)
vigpm = mat.or.vec(meses,nrep)

```

```

chi1 = -3.3593 # coeficiente de dselic[t-2,]
chima2 = -0.3132 # coeficiente de erroigpm[t-2,]
chivar0 = 0.0792 # constante de log(vigpm[t])
chivar1 = -0.2322 # coeficiente de absres[t-1]/var[t-1]^0.5
chivar2 = 0.2867 # coeficiente de erroigpm[t-1]/var[t-1]^0.5
chivar3 = 0.9252 # coeficiente de log(vigpm[t-1])
migpm = 0.0000 # média do erroigpm

```

```

igpmres = rep(0,2)
igpmres[2] = 0.909529
igpmres[1] = 0.378981
vigpm0 = 0.242420

```

```

vigpm[1,] = exp(chivar0 + (chivar1*abs(igpmres[1]) + chivar2*igpmres[1])/vigpm0^0.5 +
chivar3*log(vigpm0))
vigpm[1,] = ifelse(vigpm[1,]<0,0,vigpm[1,])
erroigpm[1,] = rnorm(nrep,migpm,vigpm[1,]^0.5)
for (t in 2:meses) {
  absres = abs(erroigpm[t-1,])
  vigpm[t,] = exp(chivar0 + (chivar1*absres + chivar2*erroigpm[t-1])/vigpm[t-1]^0.5 +
chivar3*log(vigpm[t-1,]))
  vigpm[t,] = ifelse(vigpm[t,]<0,0,vigpm[t,])
  erroigpm[t,] = rnorm(nrep,migpm,vigpm[t,]^0.5)
}
digpm[1,] = chi1*selicdef[2] + chima2*igpmres[2] + erroigpm[1,]
digpm[2,] = chi1*selicdef[1] + chima2*igpmres[1] + erroigpm[2,]
}
if (t>2) { # t=3 em diante
  digpm[t,] = chi1*dselic[t-2,] + chima2*erroigpm[t-2] + erroigpm[t,]
}

```

### Cálculo dlnbaa.txt:

```

baamean = mat.or.vec(meses,nrep)
dlnbaa = mat.or.vec(meses,nrep)
errobbaa = mat.or.vec(meses,nrep)
vbbaa = mat.or.vec(meses,nrep)
absres = rep(0,nrep) # para modelo egarch
lnbaa = mat.or.vec(meses,nrep)

```

```

vbaa[1,] = exp(psivar0 + (psivar1*abs(baares0) + psivar2*baares0)/vbaa0^1.5 +
psivar3*log(vbaa0))
errobaa[1,] = rnorm(nrep,mbaa,vbaa[1,]^1.5)
baamean0 = psi1*(lnt10yrdef[1] - lnt10yrdef[2])
baamean[1,] = psi1*(lnt10yr[1,] - lnt10yrdef[1])
dlnbaa[1,] = baamean[1,] + psiar1*(dlnbaa0-baamean0) + psima1*baares0 + errobaa[1,]
lnbaa[1,] = lnbaa0 + dlnbaa[1,]

for (t in 2:meses) {
  absres = abs(errobaa[t-1,])
  vbaa[t,] = exp(psivar0 + (psivar1*absres + psivar2*errobaa[t-1,])/vbaa[t-1,]^1.5 +
psivar3*log(vbaa[t-1,]))
  errobaa[t,] = rnorm(nrep,mbaa,vbaa[t,]^1.5)
  baamean[t,] = psi1*(lnt10yr[t,]-lnt10yr[t-1,])
  dlnbaa[t,] = baamean[t,] + psiar1*(dlnbaa[t-1,] - baamean[t-1,]) + psima1*errobaa[t-
1,] + errobaa[t,]
  lnbaa[t,] = lnbaa[t-1,] + dlnbaa[t,]
}

baa = exp(lnbaa)/100

```

### Cálculo dlncresexp.txt:

```

dlncresexp = mat.or.vec(meses,nrep)
crescexpmean = mat.or.vec(meses,nrep)
crescexpmdef = rep(0,12)
errocrescexp = mat.or.vec(meses,nrep)
vcrescexp = mat.or.vec(meses,nrep)
resneg = rep(0,nrep)

for (i in 1:nrep) resneg[i] = ifelse(crescexpres<0,crescexpres,0)
vcrescexp[1,] = rovar0 + rovar1*resneg^2 + rovar2*vcrescexpdef
errocrescexp[1,] = rnorm(nrep,mcexp,vcrescexp[1,]^1.5)
for (t in 2:meses) {
  resneg = ifelse(errocrescexp[t-1,]<0,errocrescexp[t-1,],0)
  vcrescexp[t,] = rovar0 + rovar1*resneg^2 + rovar2*vcrescexp[t-1,]^1.5
  errocrescexp[t,] = rnorm(nrep,mcexp,vcrescexp[t,]^1.5)
}

for (t in 1:meses) {
  if (t<3) crescexpmean[t,] = ro2*crescexpdef[3-t]
  if (t>2) crescexpmean[t,] = ro2*dlncresexp[t-2,]
  if (t<13) {
    crescexpmdef[13-t] = ro2*crescexpdef[15-t]
    dlncresexp[t,] = crescexpmean[t,] + roar12*(crescexpdef[13-t] -
crescexpmdef[13-t]) + errocrescexp[t,]
  }
  else {
    dlncresexp[t,] = crescexpmean[t,] + roar12*(dlncresexp[t-12,] -
crescexpmean[t-12,]) + errocrescexp[t,]
  }
}

```

### Cálculo embi inicial.txt:

```

dlnembi = mat.or.vec(meses,nrep)
embiz = mat.or.vec(meses,nrep)
erroembi = rnorm(meses*nrep,membi,sdembi)
erroembi = matrix(erroembi, nrow=meses, ncol=nrep)
erroz = rnorm(meses*nrep,mz,sdz)
erroz = matrix(erroz, nrow=meses, ncol=nrep)
lnembi = mat.or.vec(meses,nrep)

# Cálculo do embiz
embiz[1,] = zetaar1*zdef[1]+zetaar4*zdef[4]+zetama6*zres[6] + erroz[1,]
for (t in 2:meses) {
  if (t<5) {
    embiz[t,] = zetaar1*embiz[t-1,]+zetaar4*zdef[5-t]+zetama6*zres[7-t] + erroz[t,]
  }
  else {
    if (t<7) {
      embiz[t,] = zetaar1*embiz[t-1,]+zetaar4*embiz[t-4,]+zetama6*zres[7-t] +
erroz[t,]
    }
    else {
      embiz[t,] = zetaar1*embiz[t-1,]+zetaar4*embiz[t-4,]+zetama6*erroz[t-6,]
+ erroz[t,]
    }
  }
}
# Fim do cálculo do embiz

dlnembi[1,] = fi1*zdef[1] + fi2*dlnbaa[1,] + fi3*dlnidicpdt[1,] + fi5*crescexpdef[1] +
fi6*crescexpdef[2] +fi7*dlnembidef[1] + fi8*dlnembidef[2] + erroembi[1,]
dlnembi[2,] = fi1*embiz[1,] + fi2*dlnbaa[2,] + fi3*dlnidicpdt[2,] + fi5*dlncresexp[1,] +
fi6*crescexpdef[1] +fi7*dlnembi[1,] + fi8*dlnembidef[1] + erroembi[2,]
lnembi[1,] = lnembi0 + dlnembi[1,]
lnembi[2,] = lnembi[1,] + dlnembi[2,]

```

**Cálculo errodifjuro.txt:**

```

errodifjuro = mat.or.vec(meses,nrep)
vdifjuro = mat.or.vec(meses,nrep)

vdifjuro[1,] = pivar0 + pivar1*ddifres[1]^2 + pivar2*vdifdef[1] + pivar3*vdifdef[2]
vdifjuro[1,] = ifelse(vdifjuro[1,]<0,0,vdifjuro[1,])
errodifjuro[1,] = rnorm(nrep,mdif,vdifjuro[1,]^1.5)
vdifjuro[2,] = pivar0 + pivar1*errodifjuro[1,]^2 + pivar2*vdifjuro[1,] + pivar3*vdifdef[1]
vdifjuro[2,] = ifelse(vdifjuro[2,]<0,0,vdifjuro[2,])
errodifjuro[2,] = rnorm(nrep,mdif,vdifjuro[2,]^1.5)
for (t in 3:meses) {
  vdifjuro[t,] = pivar0 + pivar1*errodifjuro[t-1,]^2 + pivar2*vdifjuro[t-1,] +
pivar3*vdifjuro[t-2,]
  vdifjuro[t,] = ifelse(vdifjuro[t,]<0,0,vdifjuro[t,])
  errodifjuro[t,] = rnorm(nrep,mdif,vdifjuro[t,]^1.5)
}

```

**Cálculo fluxocam.txt:**

```

errofluxo = mat.or.vec(meses,nrep)
meanfluxo = mat.or.vec(meses,nrep)
fluxocam = mat.or.vec(meses,nrep)
varfluxo = mat.or.vec(meses,nrep)

varfluxo[1,] = exp(kapavar0 + (kapavar1*abs(fluxores)+kapavar2*fluxores)/varfluxodef^1.5 +
kapavar3*log(varfluxodef))
varfluxo[1,] = ifelse(varfluxo[1,]<0,0,varfluxo[1,])
errofluxo[1,] = rnorm(nrep, mfluxo, varfluxo[1,]^1.5)
meanfluxo0 = kapa1*(lnt10yrdef[1]-lnt10yrdef[2])
meanfluxo[1,] = kapa1*(lnt10yr[1,]-lnt10yrdef[1])
fluxocam[1,] = meanfluxo[1,] + kapaar1*(fluxocamdef - meanfluxo0) + kapama1*fluxores +
errofluxo[1,]

for (t in 2:meses) {
  varfluxo[t,] = exp(kapavar0 + (kapavar1*abs(errofluxo[t-1,])+kapavar2*errofluxo[t-
1,])/varfluxo[t-1,]^1.5 + kapavar3*log(varfluxo[t-1,]))
  if (varfluxo[t]<0) varfluxo[t]=0
  errofluxo[t,] = rnorm(nrep, mfluxo, varfluxo[t]^1.5)
  meanfluxo[t,] = kapa1*(lnt10yr[t,]-lnt10yr[t-1,])
  fluxocam[t,] = meanfluxo[t,] + kapaar1*(fluxocam[t-1,] - meanfluxo[t-1,]) +
kapama1*errofluxo[t-1,] + errofluxo[t,]
}

```

**Cálculo lnt10yr e lnff.txt**

```

lnt10yr = mat.or.vec(meses,nrep)
errot10yr = mat.or.vec(meses,nrep)
vlnt10yr = rep(0,meses)
t10yr = mat.or.vec(meses,nrep)

errot10yr[1,] = rnorm(nrep,m10yr,vt10yrdef[1]^1.5)
errot10yr[2,] = rnorm(nrep,m10yr,vt10yr[1]^1.5)
vlnt10yr[1] = csivar0 + csivar1*vt10yrdef[1] + csivar2*vt10yrdef[2]
vlnt10yr[2] = csivar0 + csivar1*vlnt10yr[1] + csivar2*vt10yrdef[1]
lnt10yr[1,] = csi0 + csiar1*(lnt10yrdef[1] - csi0) + errot10yr[1,]
lnt10yr[2,] = csi0 + csiar1*(lnt10yr[1,] - csi0) + errot10yr[2,]

for (t in 3:meses) {
  errot10yr[t,] = rnorm(nrep,m10yr,vt10yr[t-1]^1.5)
  vlnt10yr[t] = csivar0 + csivar1*vlnt10yr[t-1] + csivar2*vlnt10yr[t-2]
  lnt10yr[t,] = csi0 + csiar1*(lnt10yr[t-1,] - csi0) + errot10yr[t,]
}
t10yr = exp(lnt10yr)/100

# CÁLCULO DLNFF, LNFF E FEDFUNDS
erroff = rlogis(meses*nrep,mff,sff)
erroff = matrix(erroff, nrow=meses, ncol=nrep)
meanff = mat.or.vec(meses,nrep)
dlnff = mat.or.vec(meses,nrep)
lnff = mat.or.vec(meses,nrep)
fedfunds = mat.or.vec(meses,nrep)

meanff0 = tao1*(lnt10yrdef[1] - lnt10yrdef[2])
meanff[1,] = tao1*(lnt10yr[1,] - lnt10yrdef[1])
dlnff[1,] = meanff[1,] + taoar1*(dlnffdef - meanff0) + taoma1*dlnffres + erroff[1,]
lnff[1,] = lnff0 + dlnff[1,]

for (t in 2:meses) {
  meanff[t,] = tao1*(lnt10yr[t,] - lnt10yr[t-1,])
  dlnff[t,] = meanff[t,] + taoar1*(dlnff[t-1,] - meanff[t-1,]) + taoma1*erroff[t-1,] +
erroff[t,]
  dlnff[t,] = ifelse ((fedfunds[t-1,]+exp(lnff[t-1,]+dlnff[t,]))/100<0, 0, dlnff[t,])
  dlnff[t,] = ifelse ((fedfunds[t-1,]+exp(lnff[t-1,]+dlnff[t,]))/100>10, 0, dlnff[t,])
  lnff[t,] = lnff[t-1,] + dlnff[t,]
}
fedfunds = exp(lnff)/100

```

**Cálculo reservas 1.txt**

# REMUNERAÇÃO RESERVAS: (juiores é a taxa de remuneração %a.a.; deve ser convertida para a.m.)

```

varjres = mat.or.vec(meses,nrep)
errojuiores = mat.or.vec(meses,nrep)
juiores = mat.or.vec(meses,nrep)

varjres[1,] = nuvar0 + nuvar1*juioresres^2 + nuvar2*varjres[t-1,]
errojuiores[1,]=rnorm(nrep,mjres,varjres[1,]^0.5)
juiores[1,] = nu0 + nu1*juioresdef + nu2*wdepo*fedfundsdef[3] + nu3*wtit*t10yrdef[6] +
juioresres
juiores[1,] = ifelse(juiores[1,]<0,0,juiores[1,])
for (t in 2:meses) {
  varjres[t,] = nuvar0 + nuvar1*errojuiores[t-1,]^2 + nuvar2*varjres[t-1,]
  errojuiores[t,]=rnorm(nrep,mjres,varjres[t,]^0.5)
  if (t<4) # t=2 ou 3
    juiores[t,] = nu0 + nu1*juiores[t-1,] + nu2*wdepo*fedfundsdef[4-t] +
nu3*wtit*t10yrdef[7-t] + errojuiores[t,]
  if (t>3) { # t=4 em diante
    if (t<7) juiores[t,] = nu0 + nu1*juiores[t-1,] + nu2*wdepo*fedfunds[t-3] +
nu3*wtit*t10yrdef[7-t] + errojuiores[t,]
    if (t>6) juiores[t,] = nu0 + nu1*juiores[t-1,] + nu2*wdepo*fedfunds[t-3] +
nu3*wtit*t10yr[t-6] + errojuiores[t,]
  }
  juiores[t,] = ifelse(juiores[t,]<0,0,juiores[t,])
}

# MARK-TO-MARKET:
mmktpc = mat.or.vec(meses,nrep)
errommkt = rnorm(meses*nrep,mmkt,sdmkt)
errommkt = matrix(errommkt, nrow=meses, ncol=nrep)
mmktpc[1,] = sigma1*mmktpcdef + sigma2*(lnt10yr[1,]-lnt10yrdef[1])*wtit + errommkt[1,]
for (t in 2:meses) {
  mmktpc[t,] = sigma1*mmktpc[t-1,] + sigma2*(lnt10yr[t,]-lnt10yr[t-1,])*wtit +
errommkt[t,]
}

# INTERVENÇÕES DE COMPRA:
intervpos = mat.or.vec(meses,nrep)
vintpos = mat.or.vec(meses,nrep)
erroitpos = mat.or.vec(meses,nrep)

vintpos[1,] = exp(etavar0 + (etavar1*abs(intposres) + etavar2*intposres)/vintposdef^0.5 +
etavar3*log(vintposdef))
erroitpos[1,] = rlogis(nrep,mintpos,vintpos[1,]^0.5)
intervpos[1,] = eta2*intposdef + erroitpos[1,]
intervpos[1,] = ifelse(fluxocam[1,]>1500, intervpos[1,] + eta1*fluxocam[1,],intervpos[1,])
intervpos[1,] = ifelse(intervpos[1,]<0,0,intervpos[1,])

for (t in 2:meses) {
  vintpos[t,] = exp(etavar0 + (etavar1*abs(erroitpos[t-1,]) + etavar2*erroitpos[t-
1,])/vintpos[t-1,]^0.5 + etavar3*log(vintpos[t-1,]))
  erroitpos[t,] = rlogis(nrep,mintpos,vintpos[t,]^0.5)
  intervpos[t,] = eta2*intervpos[t-1,] + erroitpos[t,]
  intervpos[t,] = ifelse (fluxocam[t,]>1500, intervpos[t,] +
eta1*fluxocam[t,],intervpos[t,])
  intervpos[t,] = ifelse(intervpos[t,]<0,0,intervpos[t,])
}

```

**Cálculo reservas 2.txt:**

# INTERVENÇÕES DE VENDA:

```

intervneg = mat.or.vec(meses,nrep)
vintneg = mat.or.vec(meses,nrep)
erroitneg = mat.or.vec(meses,nrep)

vintneg[1,] = exp(lambdavar0 + (lambdavar1*abs(intnegres)+lambdavar2*intnegres)/vintnegdef^0.5)
erroitneg[1,] = rlogis(nrep,mintneg,vintneg[1,]^0.5)
intervneg[1,] = lambda1*intnegdef + erroitneg[1,]
intervneg[1,] = ifelse((fluxocam[1,]<(-
1000)),ifelse(((dcambior[1,]^2)>0.004),intervneg[1,]+lambda2*fluxocam[1,],intervneg[1,]),inter
vneg[1,])
intervneg[1,] = ifelse(intervneg[1,]>0,0,intervneg[1,])
# erroitneg[1,] = ifelse(intervneg[1,]>0,0,erroitneg[1,])

for (t in 2:meses) {
  vintneg[t,] = exp(lambdavar0 + (lambdavar1*abs(erroitneg[t-
1,])+lambdavar2*erroitneg[t-1,])/vintneg[t-1,]^0.5)
  erroitneg[t,] = rlogis(nrep,mintneg,vintneg[t,]^0.5)
  intervneg[t,] = lambda1*intervneg[t-1,] + erroitneg[t,]
  intervneg[t,] = ifelse((fluxocam[t,]<(-
1000)),ifelse(((dcambior[t,]^2)>0.004),intervneg[t,]+lambda2*fluxocam[t,],intervneg[t,]),inter
vneg[t,])
  intervneg[t,] = ifelse(intervneg[t,]>0,0,intervneg[t,])
# erroitneg[t,] = ifelse(intervneg[t,]>0,0,erroitneg[t,])
}

```

```
# RESERVAS INTERNACIONAIS
reservas = mat.or.vec(meses,nrep)
reservas[1,] = (((1 + jurores[1,]/100)^(1/12)) + mmktpc[1,]/100)*reservas0 + ddivext[1,] +
intervpos[1,] + intervneg[1,]
for (t in 2:meses) {
  reservas[t,] = (((1 + jurores[t,]/100)^(1/12)) + mmktpc[t,]/100)*reservas[t-1,] +
ddivext[t,] + intervpos[t,] + intervneg[t,]
}
```

### **cálculo resripib\_am.txt:**

```
dresripib = mat.or.vec(meses,nrep)
errorespri = rnorm(meses*nrep,mrespri,srespri)
errorespri = matrix(errorespri,nrow=meses,ncol=nrep)
resripib = mat.or.vec(meses,nrep)

dresripib[1,] = rpar12*drespridef[12] + rpma1*drespires + errorespri[1,]

for (t in 2:12){
  dresripib[t,] = rpar12*drespridef[13-t] + rpma1*errorespri[t-1,] + errorespri[t,]
}
for (t in 13:meses){
  dresripib[t,] = rpar12*dresripib[t-12,] + rpma1*errorespri[t-1,] + errorespri[t,]
}

# cálculo de resripib: (mensal)

resripib[1,] = resripib0 + dresripib[1,]
for (t in 2:meses){
  resripib[t,] = resripib[t-1,] + dresripib[t,]
}
```

### **dIndicpdtot garch.txt:**

```
dIndicpdt = mat.or.vec(meses,nrep)
lndicpdtot = mat.or.vec(meses,nrep)
vdicpdt = mat.or.vec(meses,nrep)
errodicpdt = mat.or.vec(meses,nrep)

vdicpdt[1,] = exp(muvar0 + muvar1*abs(dicpdtres)/dicpdtvardef^0.5)
vdicpdt[1,] = ifelse(vdicpdt[1,]<0,0,vdicpdt[1,])
errodicpdt[1,] = rnorm(nrep,mdicpdt,vdicpdt[1,]^0.5)
dIndicpdt[1,] = (1 - muar1)*mu0 + muar1*dIndicpdtdef + muma1*dicpdtres + errodicpdt[1,]
lndicpdtot[1,] = lndicpdt0 + dIndicpdt[1,]
for (t in 2:meses) {
  vdicpdt[t,] = exp(muvar0 + muvar1*abs(errodicpdt[t-1,])/vdicpdt[t-1,]^0.5)
  vdicpdt[t,] = ifelse(vdicpdt[t,]<0,0,vdicpdt[t,])
  errodicpdt[t,] = rnorm(nrep,mdicpdt,vdicpdt[t,]^0.5)
  dIndicpdt[t,] = (1 - muar1)*mu0 + muar1*dIndicpdt[t-1,] + muma1*errodicpdt[t-1,] +
errodicpdt[t,]
  lndicpdtot[t,] = lndicpdtot[t-1,] + dIndicpdt[t,]
}
```

## APÊNDICE N – Comportamento modelado e simulado de algumas variáveis

Figura N.1 Comportamento das principais séries na amostra e nos modelos estimados, simulados para 24 meses a partir de julho/2008 (média e limites de 2 desvios padrão).

