



UnB - Universidade de Brasília
Departamento de Economia
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da
Informação e Documentação

Mestrado Profissional em Gestão Econômica de Negócios

**O NÍVEL ÓTIMO DAS RESERVAS INTERNACIONAIS:
evidências para o Brasil**

GILMAR LUÍS LANG

Brasília – DF
2006



UnB - Universidade de Brasília
Departamento de Economia
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da
Informação e Documentação

Mestrado Profissional em Gestão Econômica de Negócios

O NÍVEL ÓTIMO DAS RESERVAS INTERNACIONAIS: evidências para o Brasil

GILMAR LUÍS LANG

Orientador: Prof. Dr. Benjamin Miranda Tabak

Dissertação apresentada à Universidade de Brasília, Departamento de Economia, para obtenção do título de Mestre em Gestão Econômica de Negócios.

Brasília – DF
2006

GILMAR LUÍS LANG

**O NÍVEL ÓTIMO DAS RESERVAS INTERNACIONAIS:
evidências para o Brasil**

Dissertação aprovada como requisito para a obtenção do título de Mestre em Gestão Econômica de Negócios do Programa de Pós-Graduação em Economia – Departamento de Economia da Universidade de Brasília, por intermédio do Centro de Investigação em Economia e Finanças. Comissão Examinadora formada pelos professores:

Professor Doutor Benjamin Miranda Tabak
Orientador

Professor Doutor Eduardo José Araújo Lima
Banca

Professor Doutor Eui Jung Chang
Banca

Brasília, 02 de agosto de 2006.

FICHA CATALOGRÁFICA

LANG, Gilmar Luís

O Nível Ótimo das Reservas Internacionais:
evidências para o Brasil. Brasília, UnB, Programa de
Pós Graduação em Economia, 2006. 97p

Dissertação: Mestrado em Gestão Econômica de
Negócios (Área Economia)

Orientador: Dr. Benjamin Miranda Tabak

1. Banco Central 2. Reservas Internacionais

I - Universidade de Brasília

II - Título

Cessão de Direitos

NOME DO AUTOR: Gilmar Luís Lang

TÍTULO DA DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM GESTÃO ECONÔMICA DE
NEGÓCIOS: O Nível Ótimo das Reservas Internacionais: evidências para o
Brasil.

GRAU/ANO: Programa de Pós-Graduação em Economia, 2006.

O autor reserva direitos de publicação e nenhuma parte desta dissertação de
mestrado pode ser reproduzida sem autorização por escrito do autor.

dedicatória

Aos meus queridos pais, Fredolin (*in memoriam*) e Ilda, pelos valores, sacrifícios e permanente incentivo, ao longo de minha vida, ao meu crescimento pessoal e profissional, às minhas irmãs, irmão, cunhados e demais familiares, pela amizade e carinho constantes, e aos meus amados filhos, Luís Felipe, Thaís e Aline, por compreenderem a importância de cada momento, admitindo ceder de seu tempo para essas atividades e por me incentivarem a perseverar até o final do curso.

AGRADECIMENTOS

Ao Senhor Deus, pelo ânimo para fazer um curso com sacrifícios pessoais de tempo para descanso e lazer, por me capacitar a concluir tarefas muito além de minhas capacidades, por ser misericordioso e paciente comigo em minhas faltas e omissões.

À minha querida noiva Sayonara e seus filhos, Ivan e João Guilherme, por, nesta fase final, estarem tão presentes e admitirem partilhar seu tempo com minhas atividades, não medindo esforços em me ajudar, incentivar e apoiar.

À amiga Elaine, pelo apoio, carinho e compreensão em tantos momentos ao longo deste curso.

Aos colegas de curso, em especial América, Ronaldo, João, Lara e Rosy, pela ajuda em tantos momentos, principalmente nos trabalhos e estudos, contudo não apenas nisso, mas também nas horas de compartilhamento de problemas e angústias mútuos.

Aos professores e funcionários da UnB, em especial ao Dr. Benjamin Miranda Tabak, ao, sempre disposto, monitor Aquiles e à Márcia, pela dedicação, profissionalismo e cuidado com que nos trataram e nos ouviram, admitindo alterações, adaptações e reposicionamentos.

Ao Banco Central do Brasil, Diretoria de Administração e Depla – Departamento de Planejamento e Orçamento, pelo suporte logístico e financeiro.

Aos colegas e amigos do Banco Central do Brasil, por sua compreensão e pelo apoio incondicional no decorrer do curso, especialmente a Adalberto, Victor, Wilson, Rosemberg, Castor, Dattoli e Belmivan, do Depla, e Antônio Francisco, Renato, Felipe e Michel, do Depin – Departamento de Operação das Reservas Internacionais.

A tantos outros colegas e amigos, os quais prefiro não nominar para evitar omissões, contudo cada um deles tem ciência de a quem estou me referindo, pelo incentivo e apoio prestados ao longo destes últimos dois anos.

SUMÁRIO

	Página
AGRADECIMENTOS	vi
SUMÁRIO	vii
SUMÁRIO DE FIGURAS.....	viii
SUMÁRIO DE TABELAS	ix
SIGLAS E ABREVIATURAS	x
RESUMO.....	xii
ABSTRACT	xiii
I. INTRODUÇÃO.....	1
II. REVISÃO DA LITERATURA E TEORIA SOBRE MODELOS DE ESTIMAÇÃO DO NÍVEL ADEQUADO PARA AS RESERVAS INTERNACIONAIS	7
II.1 – O MODELO <i>BUFFER STOCK</i>	8
II.2 – OUTRAS METODOLOGIAS.....	18
III. MÉTODOS E PROCEDIMENTOS	35
IV. METODOLOGIAS DE CÁLCULO.....	43
IV.1 – O MÉTODO <i>BUFFER STOCK</i>	44
IV.2 – O MÉTODO PROPOSTO.....	47
V. ANÁLISE EMPÍRICA UTILIZANDO O MODELO <i>BUFFER STOCK</i> E O MODELO PROPOSTO.....	58
V.1 – UTILIZANDO O MODELO <i>BUFFER STOCK</i>	59
V.2 – UTILIZANDO O MODELO PROPOSTO	64
VI. CONCLUSÕES E IDÉIAS PARA FUTURAS PESQUISAS.....	70
VII. BIBLIOGRAFIA	76

SUMÁRIO DE FIGURAS

	Página
Figura 2.1: Reservas reais x Reservas Ótimas	10
Figura 2.2: Fluxograma dos Mecanismos de Transmissão para Economia Aberta	32
Figura 5.1: Valor das reservas internacionais(R) x <i>buffer stock</i> (R*)	59
Figura 5.2: Variação das reservas	59
Figura 5.3: Volatilidade estimada da variação das reservas	60
Figura 5.4: Custo de Oportunidade – spread embi_br	60
Figura 5.5: Constante (b_0) em logaritmo natural	61
Figura 5.6: Valor das reservas internacionais(R) x FJ modificado(R*).....	64
Figura 5.7: Índice BOVESPA.....	65
Figura 5.8: Valor das reservas internacionais(R) x <i>buffer stock</i> (R*) x FJ modificado(R**).....	66
Figura 5.9: Valor das reservas internacionais <i>buffer stock</i> (R*) x FJ modificado(R**) e linha de tendência linear.....	67

SUMÁRIO DE TABELAS

	Página
Tabela 2.1: Razão de Guidotti	12
Tabela 2.2: Variação das reservas em eventos de crise	12
Tabela 2.3: Reservas internacionais e crises	17
Tabela 2.4: Indicadores das Reservas Internacionais da Colômbia	27
Tabela 4.1: Regressão (15)	50
Tabela 4.2: Teste ADF dos resíduos da regressão (15)	50
Tabela 4.3: Regressão (19)	51
Tabela 4.4: Teste ADF dos resíduos da regressão (19)	51
Tabela 4.5: Regressão (20)	52
Tabela 4.6: Teste ADF dos resíduos da regressão (20)	52
Tabela 4.7: Regressão (21)	53
Tabela 4.8: Teste ADF dos resíduos da regressão (21)	53
Tabela 4.9: AIC e BIC das Regressões válida	55
Tabela 5.1: Reservas estimadas pelos modelos <i>buffer stock</i> x FJ modificado	68

SIGLAS E ABREVIATURAS

AIC	Akaike Information Criterion – Critério de Informação de Akaike
ARCH	Heteroscedastic Conditional Autoregressive – (modelo) Autoregressivo com Heterocedasticidade Condicional
BIC	Bayesian Information Criterion - Critério de Informação Bayesiano
EGARCH	Heteroscedastic Conditional Autoregressive Generalized Exponential Autoregressive – (modelo) Generalizado Exponencial Autoregressivo com Heterocedasticidade Condicional
EMBI	Emerging Markets Bond Index – Índice de títulos de Mercados Emergentes
EMBI+	Emerging Markets Bond Index Plus– Índice de títulos de Mercados Emergentes de vários países
FMI	Fundo Monetário Internacional
GARCH	Heteroscedastic Conditional Autoregressive Generalized– (modelo) Generalizado Autoregressivo com Heterocedasticidade Condicional
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IBOVESPA	Índice da Bolsa de Valores do Estado de São Paulo
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor, calculado pelo IBGE
M2	Meios de Pagamento - engloba, além do M1 (passivos de liquidez imediata), os depósitos para investimento e as emissões de alta liquidez realizadas primariamente no mercado interno por instituições depositárias - as que realizam multiplicação de crédito.
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
SELIC	Sistema de Liquidação e Custódia
VAR	Vetor Auto Regressivo

VEC	Modelo de Correção do Vetor de Erro
2EEG	Procedimento em Duas Etapas de Engle e Granjer

RESUMO

O objetivo desta dissertação é demonstrar como uma abordagem clássica da mensuração do nível ótimo das reservas internacionais de um país, o modelo FJ ou *buffer stock*, é apropriado para o caso brasileiro, assim como propor uma alteração do modelo, através da substituição de uma das variáveis do modelo original.

Após a revisão da literatura e da teoria sobre o estabelecimento do nível adequado das reservas internacionais dos países, focada especialmente no modelo FJ, este estudo apresenta uma revisão desse modelo, sem, contudo, limitar-se a ele. Na seqüência, propõe-se a modificação do modelo FJ, pela substituição de uma de suas variáveis. A alteração objetiva evitar regressões espúrias, já que as demais variáveis mantidas mostraram-se não estacionárias, o que determinou a necessidade de testes de cointegração, uma alternativa poderosa àquelas derivadas da simples análise de séries de tempo.

A substituição da variável ampliou a percepção de risco do mercado e é compatível com a teoria econômica, vez que o índice da bolsa de valores de um país tem a capacidade de traduzir, de maneira sintética e objetiva, uma série de percepções do mercado, entre elas o risco país, a saúde de sua economia, sua política para a taxa de juros interna e para a taxa cambial, o que melhorou a previsibilidade do nível adequado das reservas internacionais, para o caso do Brasil.

Palavras-chave: reservas internacionais, nível ótimo, modelo *buffer stock*, IBOVESPA.

ABSTRACT

The objective of this dissertation is to demonstrate as a classic boarding of the mensuration of the optimal level of the international reserves of a country, the FJ's model or buffer stock, is appropriate for the Brazilian case, as well as considering an alteration of the model, through of the substitution of one of the variables of the original model.

After revision of the literature and theory on the establishment of the adequate level of the international reserves of the countries, with focus especially in the FJ's model, this study presents revision of this model, without, however, to limit it. In the sequence, it is considered the modification of the FJ's model, for substitution of one of its variables. The objective of the alteration is to avoid spurious regressions, therefore the others kept variables had revealed not stationary, and it determined the necessity of cointegration tests, a powerful alternative to those derivatives of the simple analysis of time series.

The changed of the variable extended the perception of risk of the market and is compatible with the economic theory, therefore the stock exchange index of a country has the capacity to represent, of synthetic and objective way, several market perceptions, among it the country risk, the health of its economy, its politics for the internal interest rate and the exchange rate. It improved the previsibility of the adequate level of the international reserves, for the case of Brazil.

Keywords: international reserves, optimal level, buffer stock model, IBOVESPA.

I. INTRODUÇÃO

Os países mantêm reservas internacionais por diferentes motivos. Economias desenvolvidas, basicamente, precisam de reservas para manter o comércio internacional. Há países que intervêm na economia, comprando moeda estrangeira, aumentando o nível de suas reservas, para manter sua moeda desvalorizada e, assim, ganhar competitividade para os seus produtos no mercado internacional (Dooley *et al.*, 2003). O nível adequado das reservas internacionais, portanto, vai depender de uma série de variáveis econômicas e financeiras, além de fatores ligados ao nível de desenvolvimento do país, como sua credibilidade internacional, volatilidade dos agregados macroeconômicos, déficits em conta corrente, possibilidade de contágio por países vizinhos, entre outros, conforme aponta Silva Jr. *et al.* (2005).

A principal preocupação deste trabalho centra-se no estabelecimento desse nível ótimo das reservas internacionais para o Brasil. Algo de fundamental importância, tendo em conta o montante de recursos utilizados para esse fim e que, se bem dimensionado, pode afetar positivamente toda a economia. Ao contrário, um dimensionamento inadequado impõe uma série de deficiências econômicas e conseqüências que, caso não sejam tomadas medidas eficazes e tempestivas, acabam por contaminar todo o ambiente macroeconômico interno, inclusive em relação à exposição ao mercado financeiro internacional.

Alguns governos, por não terem esta preocupação pagam um alto preço. Quando estabelecem seu nível de reservas abaixo do ótimo, comprometem seu equilíbrio do balanço de pagamentos, o que gera preocupação dos investidores internacionais e, por conseqüência, menor fluxo de entrada de capital estrangeiro. O oposto (estabelecimento de seu nível acima do ótimo), imobiliza recursos que poderiam ser melhor utilizados, como em políticas de crescimento econômico sustentado, geração de emprego, desenvolvimento de setores, áreas ou regiões e, ainda, auferindo ganhos inferiores aos de mercado.

Wijnholds e Kapteyn (2001) destacam quatro razões que têm levado os países a se preocupar com a determinação de um nível adequado de reservas:

- i) não há um procedimento padrão, aceito para este cálculo;

- ii) diversos modelos de antecipação de crises se fundamentam na relação entre o volume de reservas internacionais e outras variáveis econômicas;
- iii) o volume adequado pode ser um indicador para programas de ajuste do FMI – Fundo Monetário Internacional, visando à contenção de crises financeiras; e
- iv) existe um interesse do setor privado em saber qual a capacidade de um país para enfrentar uma crise financeira. Dado que há uma fuga de capitais do país, o setor privado não esperará que as reservas se esgotem sem tomar providências para garantir seus interesses. Seria uma espécie de “pisso” para o volume de reservas.

As autoridades governamentais demandam reservas internacionais como uma barreira de absorção das flutuações nos desequilíbrios dos pagamentos externos, freqüentemente provocadas por um choque de liquidez internacional, conforme explica Ramachandran (2003). Por esta razão, o incremento nas demandas de reserva é utilizado em *gaps* nos pagamentos externos e é definido como custo de ajustamento macroeconômico¹. Em geral, o rendimento das reservas apresenta um retorno insignificante e, por isso, aplicações em reservas incorrem em um custo de oportunidade². Estudos empíricos têm apontado que o nível ótimo das reservas depende da minimização da soma das expectativas desses custos, ainda segundo Ramachandran (2003).

Fator muito importante na definição do nível ótimo das reservas, de acordo com Silva Jr. *et al.* (2004), é a relação entre elas (as reservas) e o mercado de câmbio doméstico. Este, na experiência brasileira, tem sido objeto de constante intervenção do Banco Central, que procura compensar a volatilidade do mercado cambial, em parte, pela movimentação das reservas. Outra variável significativa poderia ser a taxa interna de juros, que também é usada como um instrumento de intervenção e está visceralmente ligada ao estabelecimento de um nível adequado para as reservas internacionais, em função de ser estabelecida, em certa medida, pelo fluxo de recursos de investidores externos.

¹ Conceitualmente, 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 no balanço de pagamentos e que podem redundar em queda do produto interno.

² Custo de oportunidade é a diferença entre o ganho que as reservas poderiam proporcionar e aquele que efetivamente obtiveram. Também é chamado de custo do ganho renunciado ou, simplesmente, custo de renúncia.

Aliadas a estas variáveis, uma série de outras tenderiam a apresentar alguma correlação com o nível ótimo das reservas, entre as quais se destacam o índice de inflação, o risco país e a dívida externa. Esta, na visão de alguns economistas, deveria ser um dos parâmetros no estabelecimento do nível das reservas (Ben-Bassat e Gottlieb, 1992; Haldane *et al.*, 2001; Wijnholds e Kapteyn, 2001; Soto *et al.*, 2005 e Angarita, 2006; entre outros), já que o perfil da moeda (dólar, euro, iene etc.) deveria ser próximo daquele da dívida externa.

Segundo Silva Jr. e Silva (2004), a manutenção de um nível mais elevado de reservas internacionais brasileiras, propiciaria ao Banco Central maior conforto e capacidade para evitar que ondas de pessimismo pudessem iniciar uma corrida contra o real. Alguns bilhões de dólares a mais nas reservas poderiam tornar a taxa de câmbio mais resistente aos efeitos de cenários internacionais turbulentos, reduzindo os valores esperados da inflação e da variação da taxa de câmbio, bem como dos juros reais internos. A oferta de recursos para o financiamento total do balanço de pagamentos para os próximos anos, também poderia ser assegurada.

Por outro lado, a definição do nível mais adequado para as reservas poderia indicar uma redução no atual nível mantido pelo governo brasileiro. Sendo essa a situação, um afrouxamento propiciaria um deslocamento desses recursos para atendimento de outras finalidades, tais como incentivo à atividade econômica com geração de empregos, desenvolvimento de regiões inteiras, que carecem de investimento público para sua inserção no mercado competitivo, melhoria da infra-estrutura e malha viária nacional, o que propiciaria uma redução nos custos com transporte e conseqüente aumento de competitividade dos produtos nacionais, entre inúmeros outros investimentos tão necessários e oportunos para o Brasil, onde os recursos disponíveis são escassos e insuficientes para atender todas as demandas da sociedade.

Em um choque de liquidez internacional, a falta de coordenação de expectativas entre os agentes pode levar os investidores estrangeiros a retirarem o capital de um país, caso eles acreditem que a nação não terá condições de honrar suas dívidas. Além disso, eventual depreciação cambial abrupta pode fazer com que as empresas endividadas em moeda estrangeira não tenham capacidade de gerar caixa para honrar seus débitos. Assim, o volume de reservas

internacionais tem papel fundamental em eventos de crises cambiais e, conhecer seu nível ótimo torna-se muito importante.

O modelo FJ (Frenkel e Jovanovic - 1981), ou *buffer stock*, baseado em uma série histórica de dados, é a principal metodologia utilizada neste trabalho, em virtude de ter-se mostrado mais efetivo em análises que objetivam a definição de um nível ótimo para as reservas internacionais. De fato, essa abordagem estabelece de forma direta o número desse nível adequado e está fundamentado em um balanço entre os custos de ajustamento macroeconômico e os custos de oportunidade.

Na construção do modelo FJ são assumidas algumas hipóteses. As principais são:

- i) a demanda por reservas segue um processo estocástico que depende da variabilidade das transações internacionais;
- ii) o nível ótimo de reservas está negativamente relacionado com a taxa de juros de mercado;
- iii) o balanço de pagamentos está equilibrado, ou seja, não há tendência de crescimento ou de queda do nível de reservas no longo prazo.

São demonstrados o custo de oportunidade e a volatilidade estimada da variação das reservas internacionais, utilizando-se uma especificação *GARCH*, assumindo que a volatilidade da variação segue um processo heterocedástico, e observadas eventuais correlações que possam existir entre as séries econômicas. O custo de oportunidade utilizado, o *spread embi Brazil*, a taxa de juros interna (Selic) e a taxa de câmbio (Ptax) são importantes fontes de pesquisa, contudo não são as únicas. Outros parâmetros poderiam, ao longo do desenvolvimento da dissertação, se mostrar importantes, no entanto não foi o que ocorreu. Exceto, em relação ao IBOVESPA (índice da bolsa brasileira), ao volume de exportações e importações. Depois de levantados e tratados os dados, estabelecidas as regressões de cada série e definidos seus pontos extremos, foram pesquisadas eventuais correlações e cointegração entre elas. Como

estudos anteriores demonstraram (especialmente, Ramachandran, 2003 e Silva Jr. e Silva, 2004) a modelagem mais adequada para este tipo de trabalho foram os modelos *ARCH* e *GARCH*.

Dois trabalhos serviram de referência para este estudo. “*The optimal level of international reserves: evidence for India*”, de Ramachandran (2003), que analisa o caso da Índia utilizando o método FJ, porém introduzindo dois diferentes aspectos e “*Optimal International Reserves Holdings in Emerging Markets Economies: the Brazilian Case*”, de Silva Jr. e Silva (2004), que abordam o caso do Brasil, também aplicando o modelo *buffer stock*, a partir de uma abordagem de série temporal.

Existem outros métodos de estabelecimento do nível ótimo das reservas internacionais de um país. Ben-Bassat e Gottlieb (1992), por exemplo, consideram o risco soberano de *default* na definição da demanda por reservas por motivos de precaução.

Uma alternativa de indicador de cobertura³ é a utilização da razão de Guidotti, calculada pela divisão do volume de reservas internacionais pela dívida externa de curto prazo (Haldane *et al.*, 2001).

Outra abordagem no cálculo do nível adequado de reservas é a realização de testes de *stress*, no qual são consideradas as variações nas reservas durante eventos de crise e os efeitos sobre o balanço de pagamentos.

Pretendeu-se neste trabalho ampliar a abordagem do modelo FJ para o caso do Brasil, o que foi chamado de modelo FJ modificado, através da substituição de uma das variáveis do modelo original (volatilidade estimada das reservas), pelo índice da bolsa de valores brasileira, o IBOVESPA. Essa mudança permitiu introduzir, no modelo original, importantes conceitos econômicos, de modo a robustecê-lo, tendo, inclusive, considerado endogeneidades percebidas por outros autores, notadamente Silva Jr. e Silva (2004).

³ indicadores de cobertura são aqueles que apontam para uma situação em que o volume de reservas internacionais seria suficiente para cobrir os desembolsos da dívida externa por determinado período de tempo. O indicador de cobertura tem foco nos pagamentos de dívida de curto prazo e na potencial saída de recursos.

Portanto, além da Introdução e da Conclusão, o trabalho é composto de quatro capítulos organizados da seguinte forma: o Capítulo II apresenta uma revisão da literatura e teoria sobre o estabelecimento do nível adequado das reservas internacionais dos países, focada no modelo FJ, ou *buffer stock*, mas não se limitando a ele. O Capítulo III, por sua vez, demonstra os métodos e procedimentos adotados durante a realização deste trabalho, de modo a replicar e ampliar o modelo FJ. No Capítulo IV, na primeira seção, é realizada uma revisão da metodologia de cálculo *buffer stock*, para definição do nível ótimo das reservas internacionais para o Brasil, utilizando-se bases de dados das reservas internacionais do Brasil e do *spread embi Brazil*. Adicionalmente, na seção 2 do mesmo capítulo, é apresentada uma proposta de nova metodologia, também sob bases empíricas, mediante uso das mesmas bases de dados utilizadas na seção anterior e procedimentos expostos no capítulo III. No capítulo V, são demonstrados os resultados da análise empírica utilizando o modelo *buffer stock* (seção 1) e, na seção 2, são mostrados os resultados encontrados na análise empírica, utilizando o modelo proposto na segunda seção do capítulo anterior.

**II. REVISÃO DA LITERATURA E TEORIA SOBRE MODELOS
DE ESTIMAÇÃO DO NÍVEL ADEQUADO PARA AS
RESERVAS INTERNACIONAIS**

II.1 – O MODELO *BUFFER STOCK*

O modelo FJ (Frenkel e Jovanovic – 1981), também chamado de *buffer stock*, é um dos mais difundidos no mundo, a partir da extensão das idéias de Heller (1966). Tal modelo vem sendo, já há algum tempo, estudado por outros pesquisadores, como Flood e Marion (2002), Ramachandram (2003) e Silva Jr. *et al.* (2004 e 2005), entre outros.

Salman e Salih (1999) modelaram as dinâmicas das reservas internacionais usando uma especificação *GARCH* e o objetivo é explicar a variação do tempo na acumulação das reservas durante crises. Utilizaram dados diários das reservas internacionais do Banco Central da Turquia, a taxa de câmbio, as taxas de juro *overnight* e o índice do estoque de câmbio de Istambul. Suas principais conclusões são que as taxas de juros e a volatilidade das taxas de câmbio têm efeitos negativos sobre o nível das reservas. De fato, isso ocorre porque estes fatores são indicadores de crises correntes e, como esperado, uma crise corrente tem conseqüências negativas no resultado do balanço de pagamentos.

Flood e Marion (2002) replicaram a regressão de FJ, usando dados revisados do FMI e encontraram resultados consistentes. Reestimaram o modelo de *buffer stock*, introduzindo diversas variáveis de escala diferentes, com e sem efeitos específicos do país, dentro de três períodos distintos: 1971-1975, 1976-1997 e 1971-1997. O trabalho apresenta outra perspectiva para a implementação empírica do modelo *buffer stock*. Defendem que, para a construção de uma medida de volatilidade, deve-se separar a volatilidade incremental, típica dos ajustamentos em grandes e crescentes acumulações de reservas. Assim, desenvolveram um teste para o modelo *buffer stock*, usando o incremento na taxa de câmbio (aquela que seria alcançada no mercado, caso as reservas internacionais não existissem). FM consideram que essa taxa é uma função de um fundamento econômico, como o crédito doméstico, o nível dos preços internacionais etc.

Os autores discutem também um problema destacado por FJ: a variável custo de oportunidade é de difícil mensuração, considerando que uma alta taxa de juros é esperada para

atrair reservas, contudo este é um alto custo para manutenção das reservas. Como nos anos 1990 muitos países emergentes moveram-se para taxas de juro de mercado, FM utilizam estes dados para calcular a medida do custo de oportunidade como a diferença entre as taxas de juros domésticas e aquela praticada nos Estados Unidos. O fato de que uma maior flexibilidade na taxa de câmbio está associada com uma retenção de reservas em níveis menores também é considerado.

Ramachandran (2003) utiliza o método FJ, introduzindo dois diferentes aspectos:

- i) usa uma alta frequência (semanal) de dados, fator que é mais relevante para um período de alta mobilidade de capitais de curto prazo e de intervenções do banco central no mercado de câmbio;
- ii) devido ao custo de ajustamento ser largamente definido como o desvio padrão da rolagem do carregamento das reservas, a qual é assumida ter volatilidade constante em um período determinado de tempo, a alta frequência de dados da reserva tende a apresentar pequenos e grandes erros nos *clusters*. Para corrigir o problema, ele utiliza os modelos autoregressivos *ARCH* e *GARCH*, de acordo com Engle (1982). O período utilizado no trabalho foi de Abril/1999 a Junho/2003.

O uso de uma série temporal de dados para um país individual (Índia), conforme proposto por Ramachandran, traz melhores resultados do que aqueles encontrados em trabalhos com dados *cross-sectional*. Concluiu, pela estimação do modelo *buffer stock*, que o custo de oportunidade impactou mais fortemente a demanda por reservas do que a volatilidade destas, o que contrasta com várias evidências encontradas nas economias de mercados emergentes, e refuta a hipótese de que a alta mobilidade de capital seria significativa causa para o acúmulo de reservas internacionais. Isso, talvez, possa ser atribuído ao fato de que na Índia o fluxo de saída de capitais não é livre como é o ingresso e pelo recente incremento na acumulação de reservas, que se deve à contabilização de entrada de reservas que não correspondem a obrigações.

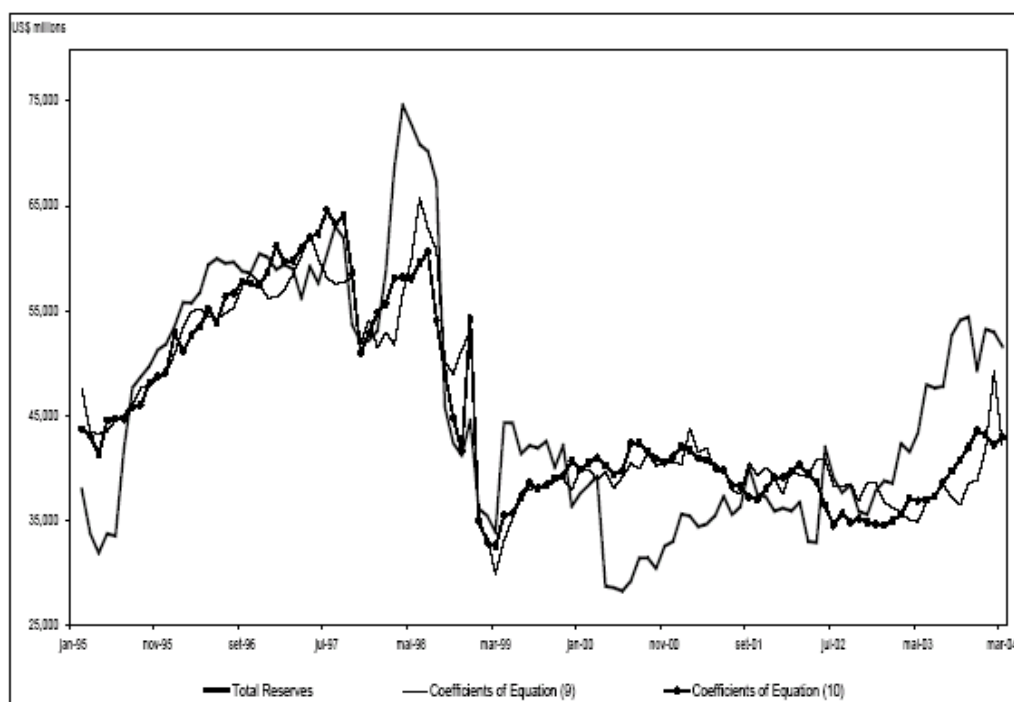
No Brasil, estudaram o tema Silva Jr. e Silva (2004), aplicando também o modelo *buffer stock*, a partir de uma abordagem de série temporal. O trabalho difere das abordagens

tradicionais, que fazem análises *cross section*. Discutiram, ainda, o papel dos acordos do FMI no nível de reservas internacionais. Apresentaram evidências de que as necessidades de reservas internacionais são menores em regimes de câmbio flutuante do que em regimes de câmbio fixo. A base de dados, com periodicidade mensal, abrange o período de Janeiro/1995 a Março/2004.

O trabalho mostra a modelagem da volatilidade como um ponto muito importante na avaliação do modelo, sendo os melhores resultados obtidos pelo uso de uma modelagem *GARCH*. O *spread* do *C-bond* foi utilizado como um indicador adicional do custo de oportunidade para as reservas e a estimação dos resultados suporta sua escolha. Um tópico para futuros estudos é o efeito das acumulações nos balanços de pagamentos e recebimentos, que modificam a função de demanda por reservas internacionais e pode ter significantes impactos no modelo *buffer stock*. Concluíram que o Brasil apresenta nível de reservas levemente acima do ótimo e que o modelo permite avaliar as necessidades de revisão dos acordos com o FMI.

Encontra-se nesse trabalho a figura abaixo, que demonstra o comparativo entre as reservas reais, do Brasil, e sua previsão de acordo com o modelo *buffer stock*:

Figura 2.1: Reservas reais x Reservas Ótimas



Fonte: Silva Jr. e Silva (2004)

Outro trabalho de Silva Jr. *et al.* (2004) abordou o assunto, não se limitando ao modelo FJ. Os autores expõem que o Brasil adotou o câmbio flutuante a partir de janeiro de 1999. Apesar disso, o banco central intervém no mercado de câmbio em função de demanda por liquidez e em eventos de crise. Citam que, desde janeiro de 1999, ocorreram três períodos de pressão na taxa de câmbio:

- i) na mudança de regime cambial;
- ii) após a crise da Argentina, em 2001; e
- iii) pouco antes das eleições presidenciais, no segundo semestre e 2002.

De acordo com o estudo, o nível adequado de reservas depende do regime de câmbio, se fixo ou flutuante, conforme também destaca Edwards (1983). Em um regime de câmbio fixo os requisitos de reservas são maiores, já que o banco central intervém com frequência no mercado para manter a taxa de câmbio em um determinado patamar. Barr-Illan *et al.* (2004) destacam aspectos relacionados ao receio de crises externas, que teria levado a Coréia do Sul a acumular reservas internacionais, após a crise asiática, na segunda metade dos anos 1990. De fato, o volume de reservas internacionais tem papel fundamental em eventos de crises cambiais⁴.

Uma forma comum de avaliar o nível adequado de reservas, segundo o mesmo trabalho, é a utilização de indicadores de cobertura, como volume de reservas por nível de importações, como em Horne e Nahm (2000), ou pelo resultado de transações correntes ou, ainda, pelo resultado do balanço de pagamentos. Após o Plano Real, o indicador de cobertura por nível de importações situou-se em torno de 10,6 meses. Outra alternativa desse tipo de indicador é o uso da razão de Guidotti⁵ (tabela 2.1), que se constitui pelo cálculo da divisão do volume das reservas internacionais pela dívida de curto prazo (Haldane *et al.*, 2001).

⁴ Veja por exemplo Frankel e Rose (1996), Kohlscheen e O'Connell (2004) e Aizenman e Marion (2004).

⁵ Pablo Guidotti, vice-ministro das Finanças da Argentina sugeriu, em um seminário com 33 nações em Bonn, em 1999, que os países deveriam ser capazes de honrar suas dívidas com vencimento em um ano sem recorrer ao mercado internacional. Baseado nessa regra, muitos autores sugerem que a relação entre reservas internacionais e dívida externa de curto prazo deveria ser superior a 1 (um).

Tabela 2.1: Razão de Guidotti

	Reservas (US\$ bilhões)	Dívida de curto prazo (US\$ bilhões)	Razão de Guidotti
1999	36,4	26,6	1,366
2000	33,0	27,4	1,203
2001	35,9	27,7	1,296
2002	37,8	23,4	1,617
2003	49,3	21,2	2,319
jun/2004	49,8	18,9	2,630

Fonte: Silva Jr. *et al.* (2004)

Outra abordagem, demonstrada no trabalho, é o cálculo do nível adequado de reservas através do estabelecimento de cenários de *stress*. Assim, consideram-se as variações nas reservas em eventos de crise que tiveram impacto no balanço de pagamentos brasileiro. A tabela 2.2 apresenta alguns desses resultados. Durante as crises do México, da Ásia e da Rússia o regime cambial brasileiro era fixo. No período de câmbio flutuante, o impacto das crises foi menor, em termos de variações nas reservas internacionais.

Tabela 2.2: Variação das reservas em eventos de crise

Crise	Período	US\$ bilhões
		Variação nas reservas
México	out/94-abr/95	11,6
Ásia	ago-nov/97	11,0
Rússia	abr-nov/98	33,5
Brasil-regime	dez/98-mar/99	10,7
Argentina	set/01-mai/02	7,2
Brasil-eleição	jun-nov/02	6,4

Fonte: Silva Jr. *et al.* (2004)

Os autores lembram que tanto os indicadores de cobertura quanto a análise de cenários extremos não apresentam de forma objetiva um número que se possa considerar como nível adequado de reservas. Então, passam a utilizar o modelo *buffer stock*, descrevendo, conforme já havia feito no trabalho anterior, a fundamentação do método. Identificam os custos de ajustamento macroeconômico e o de oportunidade. O primeiro, relacionando-se às políticas de ajuste, como elevação da taxa de juros ou controles cambiais e o último, com as alternativas de investimento que poderiam ser realizadas, caso os recursos não fossem imobilizados na manutenção de reservas internacionais (Lichtbuer, 1994). Para um país com dívida externa, o

custo de oportunidade é a diferença entre a taxa de juros do empréstimo e a rentabilidade obtida com as aplicações das reservas (Grimes, 1993).

Finalmente, os autores interpretam os resultados encontrados, afirmando que após o recebimento de cerca de US\$ 10 bilhões, em abril de 1999, referente ao acordo com o FMI, as reservas internacionais situaram-se acima do valor teórico do modelo, situação que continuou até novembro de 1999. Em abril de 2000, as reservas tiveram uma queda abrupta, em função de pagamentos de dívida e continuaram abaixo do nível adequado, pelo menos até setembro de 2001, quando houve novo aporte de recursos do FMI. Mesmo assim, as reservas voltaram a se situar abaixo do nível adequado logo em seguida. Em junho de 2002, o Brasil teve acesso a mais US\$ 10 bilhões do FMI. A taxa de câmbio foi pressionada em função das incertezas com as eleições de 2002, mas as reservas seguiram acima do valor adequado definido pelo modelo na maior parte do tempo.

Um terceiro trabalho Silva Jr. *et al.* (2005) repete algumas idéias apresentadas nos trabalhos anteriores, todavia apresenta novas informações. De fato, este trabalho se refere a um capítulo de tese de doutorado, o qual discute o papel das reservas cambiais em uma economia e apresenta o cálculo do nível adequado de reservas, com base em diversos modelos e critérios. Essa informação é utilizada posteriormente em outro capítulo, que analisa a sensibilidade de um modelo estocástico com impulso para estabelecer o parâmetro de custos da intervenção com compra e venda de dólar no mercado à vista.

No trabalho, são apresentados alguns motivos para se manter reservas internacionais, como os já citados nos trabalhos anteriores, mas também são apresentados outros enfoques, como o apresentado no estudo de Turner e Moreno (2004), que destacam alguns fatores que fazem com que os mercados emergentes acumulem mais reservas do que os países desenvolvidos (como percentual do PIB):

- i) menor credibilidade internacional;
- ii) maior volatilidade dos agregados macroeconômicos e das variáveis financeiras;
- iii) déficits em conta corrente;

- iv) pauta de exportações pouco diversificada;
- v) possibilidade de contágio por países vizinhos etc.

Além dos indicadores de cobertura e cenários de *stress*, já mencionados no seu trabalho anterior, é apresentada a opinião de Alan Greenspan, na época presidente do FED, que sugere que a maturidade média da dívida externa deveria exceder em, pelo menos, três anos a maturidade das reservas internacionais. Dada a ênfase dessas recomendações em gerenciamento de liquidez, ou gerenciamento de ativos e passivos, pode-se argumentar que o perfil de moeda das aplicações das reservas deveria ser próximo daquele da dívida externa.

Citam um novo critério para definição do nível adequado de reservas, utilizando o estudo de Wijnholds e Kapteyn (2001), que é definido como o volume necessário para cobrir um ano de dívida externa (ou dívida de curto prazo), adicionado de um percentual aplicado sobre a base monetária (calculada como M2), multiplicada por um fator de risco. O uso da base monetária no cálculo é defendido pelo fato de que em uma crise os agentes irão demandar moeda estrangeira em troca da moeda doméstica. O percentual aplicado sobre o M2 foi calculado com base na volatilidade desse indicador⁶. O fator de risco utilizado foi obtido do índice do *The Economist* e no caso do Brasil o indicador foi 0,66.

Em seguida, os autores passam a concentrar sua atenção sobre os modelos de custo-benefício para as reservas, focalizando especificamente o modelo *buffer stock*. Neste ponto, eles replicam boa parte das informações apresentadas nos estudos anteriores, atualizando a base de dados. A amostra é composta de dados diários de janeiro de 1999 a maio de 2005, período integralmente de câmbio flutuante. Utilizam um modelo *EGARCH* (1,1) para estimar a volatilidade σ_R . Detalhe fundamental do trabalho é a definição do custo de oportunidade. Utilizaram o *EMBI+*.

⁶ Para países com regime de câmbio fixo, os autores utilizaram um fator entre 10 e 20% do M2, enquanto para países com câmbio flutuante esse fator é de 5 a 10% do M2.

Ainda, utilizaram o modelo de Ben-Bassat e Gottlieb (1992), que considera o risco soberano de *default* na definição da demanda por reservas, por motivo de precaução. De acordo com o modelo, o custo e probabilidade de esgotamento das reservas podem ser vistos como equivalente ao custo e probabilidade de *default* da dívida externa. O cálculo do nível ótimo de reservas requer uma estimativa do custo potencial do *default*. O banco central procura minimizar o custo esperado de manter as reservas com relação ao nível de reservas. Esse custo esperado consiste do custo de manutenção das reservas e do custo social do esgotamento destas, cada um multiplicado por sua probabilidade.

A interpretação dos resultados da aplicação desse modelo revela que as reservas se situaram acima do nível adequado após a flexibilização cambial de 1999. Durante a crise da Argentina, em 2001, e o período que antecedeu as eleições presidenciais do Brasil, em 2002, as reservas estiveram abaixo do nível adequado.

Interessante é a comparação entre os resultados dos dois modelos. No modelo *buffer stock*, o volume adequado sofre grande influência da volatilidade das reservas. Isso fica claro pelo fato de que durante períodos de instabilidade, como após a flexibilização cambial em 1999, e durante a crise da Argentina, em 2001, as reservas estiveram abaixo do nível adequado. Por outro lado, como já foi dito, nesses mesmos períodos as reservas estiveram acima do valor estabelecido pelo modelo de Ben-Bassat e Gottlieb. Nesse modelo, o custo das reservas apresenta maior efeito, já que em períodos de crise, as taxas de captação de recursos são maiores. Em 2002, por exemplo, após o aporte de recursos do FMI, as reservas se situaram acima do nível adequado, calculado por ambos os modelos. Em 2004, por sua vez, com a queda dos custos de captação, o modelo Ben-Bassat e Gottlieb sugeriria um nível de reservas superior ao volume disponível, enquanto que o modelo *buffer stock* não conduziria à mesma conclusão.

Os modelos apresentam uma restrição comum. Ambos não consideram que o custo de carregamento das reservas é função do volume disponível. A queda do volume de reservas leva a uma maior percepção de risco para o país e as taxas de juros de captação

crecem. Esse problema é discutido em Silva Jr. e Silva (2004). Assim, uma forma de aprimorar esses modelos seria considerar essa endogeneidade.

As conclusões foram, praticamente, as mesmas já encontradas nos outros estudos. Entretanto, encontraram um problema no uso de dados diários das reservas, pois os resultados do modelo apresentaram grandes “saltos”, com as reservas voltando a um nível próximo ao nível anterior ao “salto”. Isso ocorreu em função dos “saltos” verificados na volatilidade.

Uma alternativa de modelagem recente, também apresentada nesse trabalho, trata as reservas internacionais como uma espécie de seguro para o país. Em outras palavras, a nação acumula reservas e paga um custo por isso (custo de oportunidade), com o objetivo de estar protegida de uma crise de fluxo de capital. Lee (2004) modela o valor do seguro de manutenção das reservas a partir de uma opção de venda, que proporciona uma cobertura idêntica às reservas internacionais para um evento de crise. Dessa forma, o trabalho de Lee faz uso da teoria de precificação de opções para obter o valor equivalente do seguro no mercado. O benefício da manutenção de reservas tem a contrapartida dos custos de manutenção, que são calculados pela diferença entre a taxa de captação e de aplicação das reservas. Essa abordagem, no entanto, admite que há alternativa de um mercado de opções que permita a aplicação nesse ativo. Caballero e Panageas (2004 a, b) também propõem o uso do mercado de opções como uma alternativa de investimento das reservas internacionais, sugerindo o uso de ativos globais, que não sejam específicos de mercados emergentes. A abordagem do uso de opções com as reservas internacionais ainda é recente e trata-se de uma alternativa interessante para estudos.

A conclusão natural deste capítulo da tese de Silva Jr. é que os modelos de determinação do nível adequado de reservas apresentam características diferenciadas e que, portanto, conduzem a conclusões distintas. Enquanto os indicadores de cobertura têm foco nos pagamentos de dívida de curto prazo e na potencial saída de recursos (via avaliação de cenários ou com base em percentual do M2), os modelos de relação custo/benefício avaliam a probabilidade de crise e os seus efeitos *vis a vis* o custo de captação (taxa de juros interna ou externa, deduzida do retorno do investimento das reservas). O trabalho apresenta a tabela 2.3,

onde é demonstrado o nível real das reservas internacionais e calculado de três formas distintas, para os anos de 2001 e 2002, quando das crises de contágio com a Argentina e das eleições presidenciais, respectivamente.

Tabela 2.3: Reservas internacionais e crises

	<i>US\$ bilhões</i>	
	2001	2002
Reservas*	36,3	36,8
Ben-Bassat e Gottlieb*	33,6	26,2
<i>Buffer stock</i> *	54,5	47,8
Wijnholds e Kapteyn**	36,8	30,8

*média do ano

**dívida de curto prazo + $0,66 \times 0,1 \times M2$

Fonte: Silva Jr. *et al.* (2005)

Nas crises, o modelo Ben-Bassat e Gottlieb indica um nível ótimo inferior ao disponível, enquanto que o modelo *buffer stock* aponta para outra conclusão. O modelo de Wijnholds e Kapteyn, por sua vez, indica que em 2001 o nível de reservas estaria bem próximo do modelo e em 2002 estaria acima do calculado. De fato, a observação da tabela indica que as três abordagens têm interpretações bastante distintas. A abordagem *buffer stock* indicaria um volume de reservas internacionais que evitaria que a crise se instalasse, dado que haveria confiança dos investidores na capacidade do país em honrar seus compromissos e intervir no mercado. O modelo Ben-Bassat e Gottlieb reage à crise, indicando que o custo de carregamento das reservas é elevado. Pode-se dizer que o modelo *buffer stock* é um modelo de “prevenção”, enquanto que o modelo Ben-Bassat e Gottlieb é um modelo de “reação”. Os modelos de abordagem de balanço de pagamentos, como em Wijnholds e Kapteyn, se concentram apenas na capacidade de honrar os compromissos de curto prazo, sem levar em consideração os custos de carregamento das reservas.

II.2 – OUTRAS METODOLOGIAS

Vários autores têm estudado as razões determinantes para acumulação de reservas internacionais. Embora a ocorrência de crises nos balanços de pagamento de países, assim como a necessidade de manutenção de reservas, seja observada há muito tempo, a construção de modelos teóricos formais para análise desse fenômeno é um fato relativamente recente. Assim, além do modelo *buffer stock* visto anteriormente, existem várias outras abordagens, algumas das quais já foram dados vislumbres, na seção anterior, e outras serão objeto de consideração a seguir.

Iyoha (1976) apresenta um modelo para nações menos desenvolvidas (LDCs⁷), que se preocupa com alguns aspectos:

- i) os conceitos de reservas reais e ótimas são diferenciados e o relacionamento entre eles é rigorosamente especificado;
- ii) os determinantes do nível ótimo das reservas são obtidos pela maximização intertemporal, através de um modelo macroeconômico estocástico;
- iii) uma variável de ganho, baseado nas exportações esperadas, foi estimada e utilizada como variável explicativa.

Segundo Hamada e Ueda (1977) os bancos centrais, muitas vezes, têm se preocupado em realizar operações de compra e venda no mercado de câmbio, com a intenção de minimizar a variabilidade das taxas de câmbio. Ainda, de acordo com os autores, neste mundo de “gerenciamento das flutuações”, a manutenção das reservas internacionais é muito significativa, razão pela qual a discussão do nível ótimo para essas reservas ganha importância. Citam um estudo de Williamson (1973), que segue as análises empíricas de Kenen e Yudin (1965) e Archibald e Richmond (1971), as quais observam a influência da interdependência do tempo no balanço de pagamentos sobre o nível ótimo das reservas. Também, lembram Clark (1970) e seu

⁷ Os dados utilizados são do período 1950-1970, para 29 LDCs (*Less Developed Countries*): Argentina, Bolívia, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Guatemala, México, Nicarágua, Paraguai, Peru, Venezuela, Sri Lanka, China (Formosa), Egito, Índia, Iraque, Irã, Malásia, Marrocos, Nigéria, Paquistão, Filipinas, África do Sul, Sudão, Síria, Tailândia e Tunísia.

trabalho sobre o efeito do ritmo do ajustamento das políticas macroeconômicas e Kelly (1970), que demonstrou o relacionamento entre a variação dos ingressos de recursos e as reservas internacionais. Reforçam, ainda, a contribuição de Heller (1966) para explicitar o método de cálculo do nível ótimo para as reservas. Consideram que este trabalho, possivelmente, foi o primeiro a considerar, ao mesmo tempo, os benefícios e os custos marginais de manter reservas internacionais, utilizando a teoria do *random walk* (passeio aleatório).

Ford e Huang (1994) investigam a demanda da China por reservas internacionais. Informam que distúrbios no mercado doméstico foram considerados, incorporando no modelo o desequilíbrio monetário daquele país. As principais conclusões do trabalho são:

- i) a acumulação de reservas mantiveram um longo e estável relacionamento com diversas determinantes, desde os anos 1950, confirmando a política prudencial de reservas internacionais;
- ii) o desequilíbrio monetário apresentou significantes efeitos sobre o acúmulo de reservas, refletindo a política centralizadora de “balanceamento geral”, em seu planejamento anual; e
- iii) as autoridades foram rápidas em responder aos desvios das metas de acumulação de reservas internacionais.

O estudo segue a metodologia utilizada por Elbadawi (1990). Foram encontrados alguns obstáculos proibitivos, dificuldades comuns às economias planificadas e centralizadas, como uma curta série temporal de dados (somente os dados após 1952 eram coerentes e, onde disponíveis, eram usualmente publicados com periodicidade anual), e a baixa qualidade dos dados. Entretanto, seguindo Chow (1985), eles entenderam que uma amostra de aproximadamente 40 observações era suficiente para possibilitar algumas conclusões econométricas sérias e, sentiram-se encorajados pelo fato de que os dados sobre os setores financeiro e internacional estavam relativamente bem compilados.

O estudo Özdemir (2004) analisa o caso da Turquia, estendendo o modelo introduzido por Bassat e Gottlieb (1992), focando em seu trabalho a importância do equilíbrio entre

os custos de ajustamento e de renúncia e distinguindo o *spread* de mercado do *spread* ótimo. As propriedades estocásticas do modelo são derivadas supondo uma condição de equilíbrio entre o *spread* ótimo (que seria exigido por um investidor além da taxa livre de risco) e o *spread* observado nos mercados de títulos internacionais. Também consideraram o custo de exaustão das reservas, que pode originar-se de duas fontes: os custos da instabilidade financeira e o *default* em empréstimos internacionais. Esses eventos podem ser caros para um país, pois afetam o fluxo de transações produtivas em bens e mercados financeiros, afetando o uso de insumos importados no processo de produção ou na habilidade para financiar os projetos de investimento, através dos mercados internacionais. Em consequência, afirmam que o motivo para a manutenção de reservas internacionais não pode somente ser relacionado aos custos de ajustamento, como suposto em alguns estudos anteriores, mas como custos antecipados da instabilidade financeira e do *default* em empréstimos internacionais. Com esta extensão, o assunto torna-se diretamente relacionado ao objetivo de bancos centrais de assegurar a estabilidade nos mercados financeiros.

No seu estudo, Bassat e Gottlieb (1992) derivaram o comportamento ótimo das reservas de um país minimizando a soma dos custos esperados. Ou seja, derivaram os parâmetros do modelo pela estimação de uma função do *spread*, para a Turquia. Concluíram que as variáveis especificadas explicam satisfatoriamente o movimento nos *spreads*, observados nos mercados internacionais, para o período da amostra. Os parâmetros da função do *spread* foram usados para calcular as soluções numéricas do modelo sob três cenários de custo diferentes. As conclusões das simulações das reservas internacionais ótimas foram as seguintes:

- i) os movimentos observados nas reservas reais são consistentes com o comportamento das reservas ótimas, se considerado que o custo de exaustão das reservas para Turquia é tão elevado quanto o cenário de custo de longo prazo;
- ii) os movimentos nas reservas internacionais não são consistentes com o comportamento das reservas otimizadas, produzidas pelo custo zero e pelos cenários de custo de curto prazo. A razão para essa conclusão é que o banco central pode conseguir maior custo de carregamento se evitar manter reservas internacionais por qualquer razão.

As conclusões do modelo foram utilizadas para analisar o comportamento das reservas internacionais da Turquia entre 1993 e 2002.

Aizenman e Marion (2004) derivaram a demanda por reservas internacionais em relação ao risco soberano e mostra que a política econômica tende a modificar o nível ótimo das reservas. O grande risco de futura “pilhagem”, devido ao comportamento especulativo dos agentes políticos e a corrupção política, reduzem a demanda por reservas internacionais e incrementam os empréstimos externos. No seu estudo, encontraram evidências para suportar esses resultados. Conseqüentemente, a proporção das reservas compostas de obrigações podem ser menos usuais do que o indicador de vulnerabilidade. Sugerem que, se uma grande proporção de reservas compostas de obrigações é um sintoma de comportamento especulativo, uma recomendação política para ampliar o volume de reservas internacionais seria a redução do bem-estar. Concluem, também, que em países em que existem sistemas políticos polarizados, (onde diferentes partidos políticos possuem diferentes prioridades e há alta probabilidade de perda do poder para o partido de oposição) há forte tendência de redução da confiança na atual administração (Alesina e Tabellini, 1990; Cukierman *et al.*, 1992). Portanto, seu trabalho empírico sugere que deva ser dada grande atenção aos fatores político-econômicos, bem como à probabilidade de mudanças políticas e que a corrupção política influencia a demanda por reservas. Considerações teóricas sugerem que ameaças externas incrementaram as reservas internacionais, enquanto que polarizações políticas internas as reduziram.

Aizenman *et al.* (2004) caracterizam a demanda de reservas internacionais por precaução, direcionada pelo esforço em reduzir a incidência de financiamento caro, decorrente de repentina inversão nos fluxos de capital de curto prazo. Isso valida a principal premissa da aproximação da precaução, pela investigação de mudanças nos padrões das reservas internacionais na Coréia, após a crise de 1997/98. Essa crise propiciou um interessante caso de estudo, especialmente por causa do rápido crescimento da integração financeira na Coréia, após a crise do leste asiático, quando conglomerados estrangeiros ampliaram sua participação para 40% do total do mercado coreano. O trabalho mostra que a crise apontou para mudanças estruturais na acumulação de reservas internacionais, e que a autoridade monetária da Coréia passou a prestar

muito maior atenção à noção do desenvolvimento do *hot money*, inclusive de compromissos de curto prazo e participações estrangeiras.

O modelo foi desenvolvido para capturar importantes aspectos da recente crise: tempo consumido e renegociação de obrigações de alto custo. Os resultados demonstram que a reversão das contas correntes associada a repentinas paralisações no fluxo de capitais apresenta um efeito negativo sobre o crescimento real, que vai além de seu efeito direto sobre o investimento, e que a probabilidade de um país com fluxo invertido nas contas correntes depende negativamente das reservas internacionais. Isso pode ser visto como uma forma de redução de uma complexidade maior (modelo de três períodos), semelhante ao apresentado por Diamond e Dybvig (1983), também chamado de modelo de liquidação, onde, no segundo período, uma parcela aleatória de investidores estrangeiros tenta resgatar seus créditos. Usando modelos estruturais, investigaram formalmente quais fluxos de ingresso justos e débitos externos de curto prazo têm uma significativa relação com a rápida acumulação de reservas internacionais no período pós-crise.

Uma interpretação do recente acúmulo de reservas internacionais, pelos países do leste asiático, segundo o estudo, é que ele se deve a demandas por precaução. Sugere que essas demandas dependem positivamente da habilidade das reservas internacionais mitigarem a probabilidade de um colapso, induzido por um *default* soberano parcial, e a habilidade das reservas internacionais aliviarem a escassez de recursos fiscais. Não puderam afirmar que o atual nível de reservas internacionais mantidas pelos países do leste da Ásia seja ótimo. Algumas das demandas por reservas são dirigidas por fatores que fogem do escopo do trabalho. Podem incluir, por exemplo, a acumulação de reservas que objetivam manter a competitividade das exportações, como explanado por Dooley *et al.* (2003). Os motivos de precaução e a interpretação mercantilista, para o acúmulo de reservas internacionais, podem ser equivalentes, em termos de observações. Ainda, as duas interpretações são associadas a diferentes efeitos de bem-estar. Outra diferença entre as duas aproximações é que as demandas por precaução identificam um estoque “ótimo” de reservas internacionais, enquanto que na aproximação de Dooley *et al.* (2003) o nível das reservas internacionais é residual, não havendo tentativa para identificar seu tamanho ótimo.

García e Soto (2004) focam sua análise sobre economias asiáticas, as quais tem acumulado grandes volumes de reservas internacionais nos últimos anos. Com isso em mente, eles questionam essa política, através de seu estudo empírico. As perguntas centrais são as seguintes: Seria esse enorme incremento nas reservas uma eficiente estratégia na prevenção de crises? Ou seriam mais eficientes outras opções, como a melhoria na governança e o desenvolvimento de melhores instituições nos mercados financeiros?

A atual literatura não conseguiu firmar um consenso sobre o assunto. Há estudos que afirmam que a acumulação de reservas reduz a expectativa de ataques especulativos sobre a própria reserva⁸. Outros, contudo, dizem que a acumulação de reservas é uma estratégia de segurança própria relativamente cara. Sobretudo, a acumulação de reservas poderia, ainda, ser uma estratégia contraprodutiva, quando há probabilidade de que as crises sejam profundas e onde existem sistemas financeiros fracos⁹. Eles estimaram um modelo para quantificar o impacto da liquidez internacional sobre a probabilidade de uma crise. Seu objetivo foi avaliar quanto reservas robustas (ou a falta disso) explicam momentos de crise, em particular, depois de estabelecido controle sobre a qualidade das instituições políticas e existir hígidez no sistema financeiro.

Também, utilizaram suas estimativas para avaliar o nível ótimo das reservas, através de uma análise de custo-benefício para um grupo de economias do leste asiático e para o Chile¹⁰. Apresentaram evidências empíricas, indicando que a probabilidade da ocorrência de crises está fortemente relacionada com o montante das reservas, para obrigações de curto prazo, equilibrando-se quando há controle de variáveis institucionais. Os autores utilizaram suas estimativas de probabilidade de crises para avaliar o nível ótimo das reservas, para o grupo selecionado. Este exercício demonstrou que o atual tamanho do estoque das reservas observado, em vários desses países, não está fora do padrão usual de custo de uma crise. Seus resultados mostraram que a recente tendência de acumulação de reservas das economias asiáticas pode ser um sensível *approach* para tratar as condições macroeconômicas atuais na economia mundial.

⁸ Veja, por exemplo, Sachs *et al.* (1996); Chang e Velasco (1999); Jeanne e Wyplosz (2001).

⁹ Estes pontos são, particularmente, observados por Caballero e Krishnamurthy (1999, 2000 e 2001).

¹⁰ Recentes trabalhos relatam tópicos que podem ser encontrados em Aizenman e Lee (2006).

Varela (2004) e Soto *et al.* (2005) também estimaram o modelo de Ben-Bassat e Gottlieb (1992), para a Colômbia e Peru, respectivamente. De acordo com o modelo, o custo e a probabilidade de esgotamento das reservas podem ser vistos como equivalente ao custo e probabilidade de *default* da dívida externa. O cálculo do nível ótimo, portanto, requer uma estimativa do custo potencial do *default*.

No seu trabalho, Jeanne e Rancière (2005) calibraram um modelo de previsão do nível ótimo das reservas internacionais para países do mercado emergente. O modelo concentrou-se sobre o problema da otimização intertemporal de uma pequena economia aberta que foi atingida por crises, devido a repentinas interrupções no fluxo de capital associado à queda na produção. O principal benefício das reservas, na opinião dos autores, é permitir ao país aliviar impactos domésticos provocados pelas crises. Eles derivaram uma fórmula para estabelecer o nível ótimo das reservas, e, então, calibraram seu uso através de dados sobre abruptas interrupções, em uma amostra de países de médio ingresso de recursos. O modelo calibrado conseguiu explicar a magnitude das reservas observada em diversos países do mercado emergente. Observaram que o nível ótimo das reservas é muito sensível aos *spreads* das taxas de juro, ao custo de uma crise e à aversão das autoridades ao risco.

O estudo de Jeanne e Rancière propõe fórmulas relativamente simples, para a definição do nível ótimo das reservas internacionais de um país do mercado emergente, tentando mitigar as conseqüências de uma abrupta interrupção no fluxo de ingresso de capital. O modelo infere que as análises poderiam ser estendidas para diversas direções. Primeiramente, foi assumido que o nível das reservas havia sido fixado, por todos os países, em um momento de tranqüilidade econômica, ou seja, em que não havia crise. Essa hipótese se ajusta bem com a assunção de que a probabilidade de crise e o *spread* da taxa de juros são constantes durante o tempo. No mundo real, contudo, essas variáveis mudam ao longo do tempo e isso afetaria o nível ótimo das reservas. Outra relevante extensão do modelo poderia ser a incorporação do risco de *default* das obrigações privadas ou do governo. O risco de *default* aumenta o *spread* da taxa de juros, mas o impacto do prêmio do *default* sobre o nível ótimo das reservas não é, exatamente, da mesma natureza que a do prêmio a termo. A contraparte do alto prêmio do *default* é uma baixa

probabilidade de re-pagamento. O não re-pagamento de suas obrigações é um caminho para um país abrandar impactos domésticos que não foi explicitamente modelado, mas poderia ser considerado em uma extensão do modelo.

Um aspecto do problema que o trabalho não considerou foi que a estrutura dos compromissos do setor privado poderia ser endógena às reservas. Acumulando reservas poderia se estar encorajando o setor privado a contrair mais dívidas internacionais de curto prazo. O modelo proposto abstrai esses compromissos da taxa de câmbio real. Um benefício do acúmulo de reservas que não foi considerado, mas poderia ser examinado em uma extensão do modelo, é que eles poderiam ajudar o governo a suavizar flutuações na taxa real de câmbio. Finalmente, poderia ser construída uma extensão do modelo envolvendo muitos países, objetivando observar questões sistêmicas. Concluem com alguns questionamentos: Quais seriam os benefícios de uma junção das reservas entre países do mercado emergente? Quais são as conseqüências, sobre a acumulação de reservas e bem estar doméstico, de uma instituição como o FMI relaxar o crédito externo de países do mercado emergente durante as crises?

Aizenman e Lee (2006) comparam a importância dos motivos de precaução e mercantilistas na contabilização da acumulação de reservas internacionais pelos países em desenvolvimento, e apresenta um modelo que quantifica o bem-estar obtido, associado à otimização da segurança contra repentinas interrupções no fluxo de capitais. As variáveis associadas ao motivo mercantilista, quando estatisticamente significantes, podem apenas explicar uma pequena parte do acúmulo de reserva. A mais relevante variável é o grau de capital liberado, mantido por motivos de precaução e quão fortemente ele é obtido por meio de fluxos de capital internacional. Evidências adicionais, de motivos de precaução, são providas pela força de variáveis refletindo duas crises financeiras passadas no México e na Ásia. Sobretudo, os resultados empíricos sugerem que motivos de precaução são mais proeminentes na acumulação de reservas, praticada por países em desenvolvimento. Foram investigadas pequenas fundações de demanda por precaução em uma economia aberta, do mercado emergente, onde bancos financiam projetos de longo prazo com depósitos de curto prazo, seguindo Diamond e Dybvig (1983). A grande demanda por precaução, através de reservas internacionais -segurança contra

repentinas paralisações no fluxo de capital- amplia-se quando há choques de liquidez, os quais podem forçar um prematuro encerramento de projetos de longo prazo e impor altos custos aos produtos em uma economia. O trabalho mostrou que o ganho de bem-estar decorre de um gerenciamento ótimo das reservas internacionais, sendo de primeira ordem de magnitude, reduzindo-se o custo do bem-estar de choques de liquidez, de primeira ordem para segunda ordem de magnitude.

O estudo foi aplicado para o período de 1980-2000, e foi encontrado que variáveis associadas a mercados abertos e expostos a crises financeiras são estatística e economicamente importantes na explicação das reservas. Em contraste, variáveis associadas aos motivos mercantilistas são estatisticamente significantes, mas economicamente insignificantes em um modelo de acúmulo de reservas. Esses resultados foram claros para a maioria dos países, inclusive a China. O modelo mostra que a demanda por precaução é consistente com altos níveis de reservas. Como é o caso de todos os estudos empíricos, maior acurácia e dados atualizados podem modificar os resultados. Seu estudo empírico não afirma que a acumulação de reservas daqueles países é ótima ou eficiente. Apenas, faz inferências, atribuindo eficiência, o que requereria a existência de um modelo detalhado e com mais informações, incluindo uma avaliação da probabilidade e custos de repentinas paralisações no fluxo de capital e o custo de oportunidade das reservas. O estudo revelou, entretanto, que existem testes-padrão de crescimento de mercados abertos e com maior exposição aos choques financeiros, dos mercados emergentes, e um longo caminho acerca do registro da acumulação observada de reservas internacionais.

Em recente estudo para a Colômbia, Angarita (2006) afirma que, na atualidade, se destacam os seguintes indicadores como os mais importantes nos estudos empíricos sobre o nível adequado de reservas:

- i) Reservas/Amortizações do ano em curso e o seguinte¹¹;
- ii) Reservas/Serviço da dívida externa total¹²;

¹¹ Pablo Guidotti, vice-ministro das Finanças da Argentina sugeriu, em um seminário com 33 nações em Bonn, em 1999, que os países deveriam ser capazes de honrar suas dívidas com vencimento em um ano sem recorrer ao mercado internacional, segundo citação de Wijnholds e Kapteyn (2001).

¹² Sachs *et al.* (1996).

- iii) Reservas/(Amortizações + déficit em conta corrente)¹³;
- iv) Reservas/Importações¹⁴.

Os mercados internacionais, segundo o autor, observam com atenção as características de cada país e o valor de seus indicadores, considerando que quando o indicador relevante é inferior a “1” (um) deve ser acesa uma luz de alerta sobre a vulnerabilidade externa da economia¹⁵.

A pesquisa apresenta uma breve análise destes indicadores, para o caso colombiano, durante o período 1999 – 2003:

Tabela 2.4: Indicadores das Reservas Internacionais da Colômbia

Indicadores	1999	2000	2001	2002	2003
RI/Amortizações da Dívida Externa	0,90	1,02	1,26	1,04	0,99
RI/Serviço da Dívida Externa	0,70	0,78	0,95	0,84	0,80
RI/(Amortizações + Déficit em Conta Corrente)	0,97	1,09	1,09	0,90	0,85

Fonte: Angarita (2006)

A análise destes resultados sugere um nível adequado das reservas internacionais da Colômbia para os indicadores Reservas Internacionais/Amortizações e Reservas Internacionais/(Amortizações + Déficit em Conta Corrente), para o período 1999–2003 (os indicadores oscilam em valores próximos à unidade). Por outro lado, o indicador Reservas Internacionais/Serviço da Dívida Externa sugere uma advertência para os investidores estrangeiros com interesse na Colômbia, ao situar-se em nível inferior a “1”.

O segundo enfoque metodológico para a definição do nível das reservas internacionais, abordado no trabalho, concentra-se na identificação de um nível de reservas ótimo baseando-se em uma análise dos custos e benefícios, associados com a manutenção de um determinado estoque de reservas internacionais. Cita e demonstra os métodos de Heller (1966), Hamada e Ueda (1977), Frenkel e Jovanovic (1981) e Ben-Bassat e Gottlieb (1992). Ao referir-se

¹³ Gerencia Técnica del Banco de la República (2003).

¹⁴ Urrutia (2003).

¹⁵ Gerencia Técnica del Banco de la República (2003).

a estudos realizados na Colômbia, reporta-se a três: Carrasquilla (1994), Oliveros e Varela (1994) e Gerencia Técnica del Banco de la República (2003).

O trabalho de Angarita considera que persistem até hoje as deficiências relatadas para cada um dos enfoques teóricos sobre o estabelecimento do nível ótimo de reservas, motivando, então, a apresentação de uma nova proposta metodológica. Recorre à metodologia original de saldos de balanço de pagamento, proposta por Heller (1966), que desde então tem sido acolhido em grande parte desse tipo de estudos. A análise se baseia em economias emergentes, as maiores consumidoras de capitais do mercado internacional, que acumulam consistentemente déficit em seu balanço de pagamentos. Sua proposta identifica o tipo de crise econômica que afeta um país quando se enfrenta uma situação de escassez de reservas internacionais, devido à dependência, tanto da probabilidade de quebra pela falta de reservas quanto dos custos associados a este mesmo evento, da caracterização e condições desta crise.

O estudo apresenta uma nova aproximação para o cálculo dos custos da crise, tendo em conta a experiência histórica das economias emergentes que enfrentaram este tipo de situação. Por fim, apresenta um enfoque distinto dos tradicionalmente empregados para estimar as variáveis que incidem na probabilidade de crise, recorrendo aos mais recentes estudos de Sistemas de Alerta Tempestivo (*EWS - Early Warning Systems*), que buscam prever este tipo de variáveis para as economias emergentes. A metodologia consiste em identificar, para 15 trabalhos da literatura internacional e 32 variáveis, os mais recorrentes e representativos indicadores associados às crises cambiais das economias emergentes, indicadores que se incorporam no cálculo do nível ótimo das reservas. A taxa de câmbio real, o crescimento do produto interno bruto, o câmbio no crédito doméstico e a relação entre M2 e Reservas Internacionais, se incorporam nesta metodologia alternativa, pela primeira vez em um estudo desse assunto para Colômbia.

O estudo de Angarita procurou associar a escassez de reservas ótimas com a presença de crises cambiais e crises gêmeas (cambial e bancária) nas economias com regimes de câmbio flutuante. O fechamento dos mercados internacionais, a fuga repentina de capitais e uma queda no investimento estrangeiro direto são algumas das conseqüências que devem se abater

sobre um país, quando este não dispõe de solvência e liquidez que o mercado internacional de capitais exige. Esses efeitos geram um importante impacto recessivo no desempenho econômico dos países.

Uma exaustiva busca de trabalhos empíricos, relacionando as perdas como percentagem do PIB, das crises cambiais e gêmeas para mais de 100 economias emergentes (conjunto de países que inclui a Colômbia), durante o período 1970-2000, gerou custos razoáveis para o caso colombiano, de 7,7% do PIB, no caso em que ocorreu uma crise cambial. As crises gêmeas, por serem uma combinação de crise cambial e bancária, reportam custos maiores, equivalentes a 15,9% do PIB, e seus impactos persistem na economia por um período superior a 3 anos. O custo de oportunidade de manter reservas internacionais foi calculado, utilizando a diferença entre a taxa de juros do endividamento externo e a taxa de rendimento das reservas, que indicou uma taxa de 3,93% para março de 2004.

A nova estimativa, segundo o autor, consiste em uma importante melhora dos estudos anteriores, demonstrando uma capacidade preditiva que explicou 82% da variância total da especificação. As reservas internacionais ótimas, sugeridas por este modelo alternativo, assumindo os custos das crises cambiais, alcança US\$ 18 bilhões, para setembro de 2004. O incremento substancial nos custos, em decorrência de uma crise gêmea, gera um requerimento de reservas muito maior, US\$ 37,3 bilhões, também para setembro de 2004. Apesar de ser uma cifra três vezes superior aos níveis mantidos pelo banco central colombiano, é necessário ter em mente que as economias emergentes são o grupo de países que apresentam a maior probabilidade de ocorrência de crises, quer cambiais ou gêmeas.

O novo enfoque metodológico, portanto, revelou uma eventual vulnerabilidade da Colômbia, frente a choques externos contra seu balanço de pagamentos, ao não dispor de um nível de reservas ótimo que garanta ao país ter a capacidade de solver e assumir tanto uma crise cambial quanto uma crise gêmea. O modelo propõe que a vulnerabilidade a choques externos é proporcional às reservas faltantes. Na Colômbia, as reservas internacionais faltantes, sugeridas pelo modelo, se situam ao redor dos US\$ 5,9 bilhões de dólares, durante dezembro de 2003 e

setembro de 2004, para o caso de uma crise cambial. Sobem a US\$ 25,2 bilhões, caso a Colômbia fosse submetida a uma crise gêmea, durante o mesmo período.

O exercício adverte para a necessidade de uma fundamental acumulação de reservas internacionais, processo que deve se intensificar, procurando minorar os impactos adversos que uma acumulação destas proporções possam trazer sobre a estabilidade monetária e a viabilidade econômica do país. Os resultados obtidos no estudo respaldam a política de acúmulo de reservas internacionais, que tem sido mantida pelo banco central da Colômbia, durante 2004 e 2005, que não só é necessária como oportuna, ao realizar-se com uma taxa de câmbio favorável para este propósito.

No Brasil, Nishijima e Tonooka (2000) afirmam que a estratégia de adoção de uma política cambial rígida em um contexto de liberdade de movimentos de capitais nunca é isenta de riscos, sendo o maior deles a possibilidade de um ataque especulativo contra as reservas internacionais do país.

Seu estudo, apesar de estar mais centrado na política cambial, apresenta interessantes observações. Cita um trabalho de Krugman (1979), no qual é demonstrada a tentativa de se manter a estabilidade da taxa de câmbio (real ou nominal), através da utilização das reservas internacionais de um país, o que pode provocar ataques especulativos por parte de agentes privados¹⁶. A partir de um modelo simples, para uma economia pequena, Krugman mostra que o comportamento dos agentes privados é uma decisão racional baseada na constatação de um comportamento inconsistente por parte do governo, que não compatibiliza sua política fiscal com o objetivo de estabilidade cambial. Considerando o nível da taxa de juros internacional e o nível de preços internacionais fixos, além da taxa de câmbio, se o crédito doméstico se expande a uma taxa constante, as reservas internacionais devem diminuir à mesma taxa. Nestas condições, as reservas internacionais devem se exaurir após um determinado período de tempo.

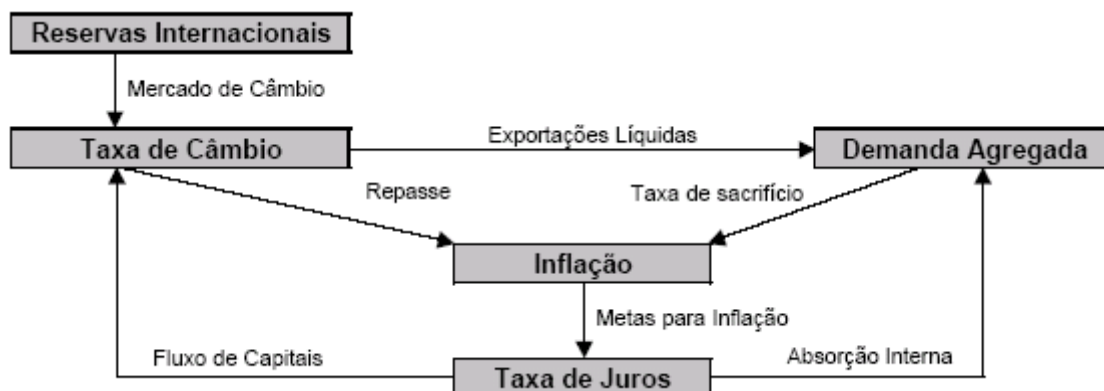
¹⁶ Outro artigo comumente citado como precursor na análise de crises cambiais, ao lado de Krugman (1979), é o de Flood e Garber (1984).

Entretanto, modelos “bem comportados” onde há apenas um único equilíbrio, como o de Krugman, decorrem das hipóteses de linearidade no comportamento dos agentes privados (demanda por moeda) e do governo (expansão do crédito doméstico). Como esse nem sempre é o caso, Nishijima e Tonooka introduzem modelos de segunda geração, que trabalham, fundamentalmente, com a hipótese de comportamento não-linear do governo e que proporciona a ocorrência de múltiplos equilíbrios. Fazem uma retrospectiva das crises cambiais ocorridas no Brasil, relatando seu reflexo sobre as reservas, apresentando a conclusão que eventuais insuficiências de reservas internacionais para defender a política cambial de ataques especulativos foi motivo de nervosismo nos mercados em geral, principalmente depois do episódio da moratória brasileira da dívida externa, em 1987. Nesse aspecto, o acordo com o FMI (algo ao redor de US\$ 40 bilhões) foi suficiente para diminuir o risco de um ataque especulativo bem sucedido.

Dois outros trabalhos, publicados no Brasil, preocupam-se com a relação entre as reservas internacionais, taxa de juros e taxa de câmbio. São de autoria de Carneiro e Wu (2000 e 2002). Ambos os trabalhos não estão focados na definição de um nível ótimo para as reservas, entretanto reconhecem o significativo relacionamento entre os temas, a ponto de citar que “no caso extremo de taxas de câmbio fixas e perfeita mobilidade de capitais, as taxas de juros seriam automaticamente determinadas pela variação de reservas, como os livros textos de macroeconomia aberta descrevem, no chamado modelo de Mundell-Fleming”¹⁷.

Apresentam, em seu trabalho de 2000, a ilustração seguinte, para definir o inter-relacionamento entre os temas:

¹⁷ O modelo “Mundell-Fleming” incorpora considerações sobre o balanço de pagamentos em condição de equilíbrio para um IS-LM Model e tornou-se, de forma rápida, uma ferramenta largamente utilizada nas análises de políticas macroeconômicas internacionais. Esta extensão permite a discussão do inter-relacionamento entre política monetária e política de taxa de câmbio. Em particular, o modelo enfatiza a diferença entre taxas de câmbio fixas e flutuantes.

Figura 2.2: Fluxograma dos Mecanismos de Transmissão para Economia Aberta

Fonte: Carneiro e Wu (2000)

No segundo estudo, Carneiro e Wu (2002) preocupam-se com a evidência obtida para o movimento de reservas nos dois regimes cambiais, após a estabilização da economia brasileira. Seu trabalho captura a distinção entre dois regimes e conclui que os movimentos de reservas têm correspondido a movimentos no câmbio (observado, como *proxy* do esperado) e nas taxas de juros. Os resultados sugerem, ainda, uma razão para o conservadorismo do Banco Central em manter elevada a taxa de juros, com a finalidade de evitar movimentos excessivos nas reservas. Afirmam que “o nível das reservas externas brasileiras não pode ser considerado tranquilizador, o que justifica os juros altos mantidos pelo Banco Central. Esse comportamento conservador, portanto, pode sempre ser visto como privilegiando a defesa preventiva das reservas, o que por si já sugere uma assimetria entre movimentos de saída e os de entrada de capitais.”

Em trabalho mais recente, Duarte Jr. (2003) efetua a análise da crise econômica ocorrida na Argentina e que culminou, em dezembro de 2001, com o abandono do *currency board*, que vigorava desde 1991. Utiliza-se do modelo de Velasco (1996) para identificar se as causas da crise foram decorrentes de ataques especulativos, ocasionados por desequilíbrios nos fundamentos macroeconômicos, ou se os problemas aconteceram devido a profecias auto-realizáveis, a despeito de os fundamentos serem bons ou não. O período utilizado para a análise foi 1991 a 2001, exceto para análises específicas de alguns indicadores cuja influência foi além

desse período. Apesar de o estudo não estar completamente focado no estabelecimento do nível ótimo de reservas, há interessantes constatações.

Observa Duarte Jr. que, mesmo dispondo de um estoque aparentemente elevado de reservas internacionais, a impossibilidade de financiamento não inflacionário, em função do crescimento extraordinário do estoque de dívida pública, leva os agentes econômicos a antecipar o abandono da paridade cambial, provocando assim o ataque especulativo contra a moeda. Quando os bancos centrais estão enredados na crise e tentam tardiamente desvalorizar o câmbio com reservas baixas, perdem o controle da desvalorização. Foi isso o que ocorreu na grande maioria dos países que postergaram seu ajuste macroeconômico, dentre eles a Argentina em 2001, as nações do sudeste asiático, em 1997 e o México, em 1994. Em todos esses casos, ocorreram desvalorizações cambiais muito grandes, seguidas de recessões profundas, e são exemplos de que, “ainda que a defesa da paridade cambial com a elevação da taxa de juros tenha custos, os custos de se chegar à crise podem ser ainda maiores”, sinaliza Pastore e Pinotti (1998).

Reporta-se ao modelo de Krugman (1979) e aprimorado por Flood e Garber (1984), replicando a história da agência e da *commodity*. Os personagens, neste caso, seriam o governo (agência) do país em questão, que se incumbiria da emissão constante de moeda, para financiar seu déficit fiscal, ao mesmo tempo em que tentava manter uma cotação fixa para a taxa de câmbio (*commodity*), usando as suas reservas internacionais para comprar moeda doméstica à taxa estabelecida. Esta emissão de moeda junto com a tentativa de manutenção da cotação fixa, iria determinar o aumento da cotação da moeda estrangeira, eventualmente superando o estabelecido pelas autoridades monetárias, quando então o ataque se daria. A adoção de uma política monetária expansionista faria com que a demanda doméstica fosse maior do que a produção, sendo a diferença transformada em um déficit no balanço de pagamentos, que seria financiado pelo banco central, através do estoque das reservas internacionais. Daí esse modelo inicial também ser chamado de “modelo de crise de balanço de pagamentos”. Os especuladores sabiam que quando as reservas se esgotassem, o preço da moeda externa começaria a subir, sendo vantajoso, portanto, investir em moeda estrangeira.

As conclusões, para o caso argentino, em relação às reservas internacionais, são muito interessantes:

- i) o ataque especulativo não foi resultado de diminuição das reservas internacionais;
- ii) a crise estava anunciada desde 1998/1999, com a possibilidade de ocorrência de crises auto-realizáveis ou de equilíbrios múltiplos;
- iii) quando decidiram adotar o câmbio fixo em relação ao dólar como norma constitucional, os argentinos sabiam, ou deveriam saber, que estavam avançando em direção a uma zona obscura.

III. MÉTODOS E PROCEDIMENTOS

O modelo FJ, ou *buffer stock*, baseado em uma série histórica de dados, foi a metodologia utilizada neste trabalho. Isso deve-se ao fato de ter-se mostrado mais efetivo em análises que objetivam a definição de um nível ótimo para as reservas internacionais, pois ele apresenta, numericamente, um valor para o nível procurado, não se limitando à apresentação de dados conceituais. O modelo é explicado, com maiores detalhes, no próximo capítulo.

Ponto crucial do trabalho foi a determinação do custo de oportunidade e da volatilidade estimada das reservas internacionais. Aquele, conceitua-se como o custo de renúncia, ou aquilo que se deixa de ganhar em aplicações mais rentáveis, para que seja mantido o nível das reservas. A volatilidade foi estimada em função dos dados reais das reservas, o que é descrito logo em seguida.

Com o objetivo de aplicar o modelo *buffer stock*, para os dados brasileiros mensais, de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, foram seguidas três etapas principais:

- i) busca de um modelo adequado para a volatilidade das reservas internacionais;
- ii) estimação do modelo *buffer stock*;
- iii) análise dos resultados, comparando o nível real das reservas internacionais com o nível ideal apontado pelos parâmetros teóricos do modelo.

A volatilidade estimada da variação das reservas totais¹⁸, utilizada como *proxy* adequada, foi construída através de uma modelagem, para a qual foram testadas várias especificações tradicionais de cálculos de janelas de volatilidade, e da estimação da volatilidade *GARCH* (p, q), como sugerido por Salman e por Salih (1999). Foi constatado que as especificações *GARCH* apresentam previsões da variância mais adequadas, para um período mais longo. Este resultado não surpreendeu¹⁹. A média das reservas internacionais brasileiras é claramente relacionada com a sua variação, que não é constante em qualquer período de tempo, o que é uma característica que indica o uso de modelos de *GARCH* como os mais adequados.

¹⁸ Os dados das reservas internacionais brasileiras foram coletados na página da internet do Banco Central do Brasil (www.bcb.gov.br).

¹⁹ Foi efetuado, também, o teste estatístico *ARCH-LM* para detectar a estrutura condicional do processo, e a hipótese nula foi fortemente rejeitada.

Foram testados diferentes modelos *GARCH* e *EGARCH*, de acordo com as seguintes especificações:

$$\Delta R_t = \gamma_0 + \sqrt{h_t} \cdot v_t \quad (1)$$

Onde, γ_0 é uma constante; h_t é a variância condicional e v_t é uma variável aleatória.

Assumindo que a variância condicional depende de um número infinito de *lags* de variação das reservas, segue-se uma especificação *GARCH* (p, q):

$$h_t = \kappa + \delta_1 h_{t-1} + \delta_2 h_{t-2} + \dots + \delta_p h_{t-p} + \alpha_1 \Delta R_{t-1}^2 + \alpha_2 \Delta R_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \Delta R_{t-q}^2 \quad (2)$$

A especificação *EGARCH* é uma variação exponencial da equação (2) acima, proposta por Nelson (1991). A saída principal do modelo tradicional é o parâmetro ψ , que permite assimetrias na volatilidade em resposta aos desvios da média:

$$\ln(h_t) = \zeta + \sum_{j=1}^{\infty} \pi_j \cdot \left\{ v_{t-j} \left| -E \left| v_{t-j} \right| + \psi v_{t-j} \right. \right\} \quad (3)$$

Muitos autores entendem que esta especificação é melhor para capturar a volatilidade de séries de tempo financeiras, dado que as observações negativas geralmente provocam maiores efeitos sobre a volatilidade do que as observações positivas, o que é chamado de "efeito de alavancagem" (Brandt e Jones, 2002). Usando o critério padrão *Akaike Information Criterion* – AIC para selecionar o melhor modelo, foi escolhida uma especificação *GARCH* (1,1), tendo-se mostrado viesado o coeficiente da volatilidade.

Para a definição do custo de oportunidade, foi utilizado o *spread embi Brazil*²⁰ (média mensal), por representar uma medida do *spread* sobre os títulos do Tesouro americano,

²⁰ Os dados do *spread embi Brazil* são calculados e divulgados pelo banco JP Morgan Chase.

que as emissões soberanas do Brasil pagam no mercado internacional.

A constante (b_0), melhor detalhada na 1ª seção do capítulo IV, é um fator específico para cada país e, de fato, corresponde a uma média dos resultados matemáticos da aplicação da equação (4), a qual representa o modelo *buffer stock* com a aplicação de seus resultados teóricos.

$$\ln R = b_0 + 0,5 \ln \sigma_R - 0,25 \ln r_R + u \quad (4)$$

Foram utilizadas outras séries econômicas²¹ na tentativa de se observar correlações cruzadas que, eventualmente, pudessem existir. A taxa de juros interna (Selic), a taxa de juros americana (para 3 e 6 meses), a taxa de câmbio (taxa livre do final de cada período), a inflação (INPC), a dívida pública externa²², o risco país (*embi/Brazil*), o saldo da balança comercial, o volume das exportações, o volume das importações, o saldo do balanço de pagamentos, o índice da bolsa de valores brasileira, o índice da bolsa de valores americana, todas com base mensal e para o mesmo período da amostra das reservas internacionais, ou seja, janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

Depois de levantados e tratados os dados, considerando que se está tratando de modelagem em séries temporais onde há a necessidade de que todas as séries utilizadas na regressão sejam estacionárias ou não estacionárias²³, as séries foram testadas quanto a esse aspecto, para evitar regressões espúrias. Foi utilizado o modelo Dickey-Fuller Ampliado (ADF) para testar a hipótese nula da existência de uma raiz unitária em todas as séries em estudo. O mesmo teste foi aplicado para os resíduos das regressões, os quais, necessariamente, devem apresentar a característica de estacionariedade para validar a regressão.

²¹ Os dados de todas as séries econômicas, exceto da dívida pública, da taxa de juros americana (3 e 6 meses), do índice das bolsas brasileira e americana e do *embi/Brasil*, foram coletados na página da internet do Banco Central do Brasil (www.bcb.gov.br). Os dados da dívida pública, da taxa de juros americana, do índice das bolsas brasileira e americana foram obtidos na Bloomberg e do *embi/Brasil* junto ao banco JP Morgan Chase.

²² Os dados do período de janeiro/1995 a dezembro/1996 só foram disponibilizados no último mês de cada semestre. De 1997 a 1999, a disponibilização se deu apenas uma vez ao ano (em dezembro). Do 1º trimestre de 2000 ao 1º trimestre de 2002 a informação se deu no último mês de cada trimestre. A partir daí, finalmente, os dados foram mensais. Para os períodos em que não havia dados, utilizou-se a informação mais recente, de modo que, se repetiu a observação para todo o trimestre, semestre ou ano, conforme o caso.

²³ estacionárias: rejeição da hipótese nula da existência de uma raiz unitária, ou seja, há dependência temporal explícita na série. Não estacionárias: aceitação da hipótese nula da existência de uma raiz unitária, então, não se observa essa dependência temporal entre os dados da série.

Uma série de tempo é estacionária se sua distribuição é constante ao longo do tempo. Para muitas aplicações práticas é suficiente considerar a chamada estacionariedade fraca, isto é, quando a média e a variância da série são constantes ao longo do tempo. Entretanto, muitas das séries de tempo não cumprem esta condição, pois apresentam uma tendência.

Há muito se sabe que quando não cumprida esta suposição podem ocorrer sérios problemas, de modo que duas variáveis completamente independentes podem mostrar-se como significativamente associadas entre si em uma regressão, unicamente por ambas apresentarem uma tendência e crescerem ao longo do tempo; estes casos foram popularizados por Granjer e Newbold (1974) com o nome de regressões espúrias.

Nos casos em que todas as séries utilizadas na regressão mostraram-se não estacionárias, as quais, tanto por sua freqüência na Economia como pelo que se conhece de suas propriedades estatísticas, têm-se tornado muito importantes, foi necessário utilizar a cointegração, para evitar a ocorrência de regressão espúria.

Se diz que um vetor de séries de tempo \mathbf{x}_t é cointegrado de ordem d, b ($\mathbf{x}_t \sim CI(d, b)$) se em todas as séries do vetor $\sim I(d)$, existe um vetor de coeficientes α , tal que $\mathbf{z} = \alpha' \mathbf{x} \sim I(d - b)$, $b > 0$. Em particular, se $N=2$ e $d=b=1$ se tem para as séries \mathbf{x}_t e \mathbf{y}_t , as quais são $I(1)$, que em geral qualquer combinação linear entre elas é $I(1)$, se existe um α , tal que $\mathbf{z}_t = \mathbf{x}_t - \alpha \mathbf{y}_t$ é $I(0)$, elas são cointegradas de ordem “1” e o parâmetro de cointegração α é único.

Desta maneira a combinação linear é $I(0)$, apesar de as séries individualmente serem $I(1)$. Em outras palavras, \mathbf{z}_t , ao contrário de \mathbf{x}_t e \mathbf{y}_t que individualmente não têm componentes dominantes, o que significa que α é tal que a maioria dos componentes de longo prazo de \mathbf{y}_t e $\alpha \mathbf{x}_t$ se cancelam mutuamente. Por outro lado, quando se deriva da teoria econômica a operação de forças que tendem a manter \mathbf{x}_t e \mathbf{y}_t juntas e se postula a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, se está implicando que \mathbf{x}_t e \mathbf{y}_t não podem ser isoladas, o que é expresso nas características do erro de equilíbrio \mathbf{z}_t , ou seja, ε deve ser estacionário. Por conseguinte, esta redução de ordem de integração, de maneira que \mathbf{z}_t é $I(0)$

aparece como condição de possibilidade estatística da postulação de uma relação de equilíbrio entre x_t e y_t .

Resulta, então, que testar a cointegração entre x_t e y_t não é diferente de provar a estacionariedade de z_t ; mais precisamente, com a finalidade de comprovar a hipótese nula de não cointegração para essas séries, o que se necessita fazer é comprovar a hipótese nula de um passeio aleatório para z_t . Assim, o procedimento metodológico óbvio é rodar a regressão de cointegração $x_t = C + \alpha y_t + \varepsilon_t$, por mínimos quadrados ordinários e aplicar algum dos testes de raiz unitária. Um sintoma de cointegração entre variáveis é um valor alto para R^2 , acompanhado de valores não muito baixos (de acordo com o teste de Sargan e Bhargava, 1983) da estatística de Durbin e Watson.

Granger e Engle (1987) mostram que, no caso de cointegração, o procedimento de mínimos quadrados ordinários produz resultados consistentes para os parâmetros da equação e que os testes de hipótese usuais não são válidos. Eles mostram, também, que no caso de duas variáveis, a equação de cointegração é identificada (no sentido econométrico, não no sentido de séries de tempo) pela condição de que é a única combinação linear das variáveis com variância finita; no caso de várias variáveis podem existir diversos relacionamentos de cointegração e é necessário introduzir critérios adicionais de identificação, normalmente por exclusão de variáveis, como na situação clássica.

Finalmente, deve ser considerado o vínculo entre cointegração e mecanismo de correção de erros, tanto do ponto de vista estatístico quanto metodológico, o primeiro com respeito ao que é conhecido como Teorema de Representação de Granger e o segundo assim chamado Procedimento em Duas Etapas de Engle e Granger (2EEG), conforme Granger e Engle (1987). Deve-se lembrar que um mecanismo de correção de erros, como postulado por Sargan e Bhargava (1983), demonstra que uma proporção do desequilíbrio de um período é corrigida no período seguinte. Então, a implicação deste teorema é que séries cointegradas têm uma representação de mecanismo de correção de erros e, inversamente, um mecanismo de correção

de erros gera séries cointegradas. Em outras palavras, se x_t e y_t são $I(1)$, sem tendências nas médias, e são cointegradas, sempre existe um mecanismo de correção de erros, de maneira que o resíduo da equação de cointegração apresente todos os polinômios com suas raízes fora do círculo unitário, ou seja, a série de resíduos será estacionária.

O procedimento de Granjer e Engle, portanto, permite produzir projeções de curto prazo que, ao ser consistentes com as de longo prazo derivadas da teoria econômica, provêm uma alternativa poderosa àquelas derivadas da simples análise de séries de tempo e, ainda, permite a incorporação clara da estrutura dinâmica nas equações derivadas da teoria econômica, ao permitir estimar conjuntamente tanto a relação de equilíbrio como o comportamento do sistema fora de equilíbrio.

Outra alternativa para testar a cointegração é o teste proposto por Johansen (1991). Este é um teste muito usado com variáveis não estacionárias. O número de vetores cointegrantes distintos entre si pode ser obtido pela observação da significância das raízes características (*eigenvalue*), sabendo que o ranking da matriz é igual ao número de suas raízes características diferentes de zero. O teste de cointegração de Johansen nos permite determinar a existência de parâmetros cointegrantes (ajuste a longo prazo) com suas respectivas velocidades de ajuste, indicadas pelos coeficientes das variáveis cointegrantes. Na continuação, se utiliza a metodologia do Modelo de Correção do Vetor de Erro (VEC), um tipo de estrutura de VAR (Vetor Auto Regressivo) cointegrada, para se ter garantia de que o VAR contém variáveis cointegradas. As hipóteses deste teste são as seguintes:

- H_0 = Não existe Cointegração;
- H_1 = Existe Cointegração.

A idéia é que ao se efetuar o teste de cointegração, seja rechaçada estatisticamente a hipótese nula (não cointegração), o que assegura que tanto os sinais quanto os valores dos parâmetros estão de acordo com a teoria econômica e que a equação testada esteja próxima de sua correta especificação dinâmica de longo prazo. Também, busca assegurar que os

estimadores de MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) dos parâmetros de cointegração convirjam a seus valores de longo prazo mais rapidamente do que com variáveis estacionárias.

O teste de raiz unitária empregado nesta pesquisa foi o modelo Dickey-Fuller Ampliado (ADF), onde H_0 representa $\delta=0$, é calculado por:

$$\Delta X_t = \alpha + \lambda_t + \delta X_{t-1} + \sum_{j=1}^n \rho_j \Delta X_{t-j} + a_t \quad (5)$$

Estabelecidas as regressões daquelas séries que apresentaram similaridade, quanto à estacionariedade, foram estimados os coeficientes para cada variável e realizada a estimativa do estoque das reservas internacionais, de acordo com esses resultados. Os resultados desse trabalho encontram-se expostos no capítulo V.

Inicialmente, foi imaginada a hipótese de utilização de outros modelos, como o de Ben-Bassat e Gottlieb (1992), já que ele tem como premissa o ajustamento das reservas à dívida externa, o que, a princípio, representava uma das premissas que possivelmente seria considerada no desenvolvimento do modelo FJ modificado, contudo, optou-se por outra alternativa, demonstrada mais adiante na seção 2 do 5º capítulo.

IV. METODOLOGIAS DE CÁLCULO

IV.1 – O MÉTODO *BUFFER STOCK*

O nível ótimo das Reservas Internacionais pode ser modelado pelo método FJ e representado matematicamente da seguinte forma:

$$dR_t = -\mu dt + \sigma dW(t), \quad \mu \geq 0 \quad (6)$$

Onde, $W(t)$ é um processo padrão Wiener. Supõe-se que $R(0) = R_0$, o estoque inicial das reservas, é o nível ótimo. A variação nas reservas em um curto espaço de tempo, dt , é uma variável normalmente distribuída com média $-\mu dt$, e variância $\sigma^2 dt$.

Como, em regra, as reservas internacionais obtêm um retorno mais baixo do que a taxa de mercado, espera-se que o estoque ótimo esteja negativamente relacionado ao mercado da taxa de juros. Também, que sempre que as reservas atinjam um nível abaixo do desejável exista uma necessidade de ajustar o balanço de pagamentos, através da redução de desembolsos. Devido à natureza estocástica do resultado do balanço de pagamentos, o custo de ajustamento é associado à variância do processo, σ^2 . Assim, pela minimização de uma função de custo que conecte ambos os custos, FJ concluem que o nível ótimo das reservas é determinado por:

$$R_0 = \sqrt{\frac{2 C \sigma^2}{(\mu^2 + 2 r \sigma^2)^{\frac{1}{2}} - \mu}} \quad (7)$$

Onde, r é o custo de carregamento das reservas por unidade de tempo, representando o custo do ganho renunciado, ou seja, aquilo que se deixa de auferir; e C é o custo fixo de ajustamento, relacionado à capacidade de ajustar gastos à renda.

Uma hipótese crucial assumida pelo modelo *buffer stock* é que, na média, o balanço de pagamentos está equilibrado, isto é, o processo estocástico não tem nenhuma tendência e por isso $\mu = 0$. Com esta condição definida, a equação (7) pode ser reescrita como:

$$R_0 = 2^{1/4} C^{1/2} \sigma^{1/2} r^{-1/4} \quad (8)$$

O modelo *buffer stock* implica um ambiente político de estabilidade, então $\mu = 0$. Entretanto, uma política de instabilidade é mais comum quando as reservas atingem um limite muito baixo ou muito alto. Na verdade, é esta mudança política que inverte a direção da tendência nas reservas, de acordo com Bar-Ilan *et al.* (2004).

Baseado na equação (8), FJ estimaram as duas equações seguintes (a segunda apenas adiciona um componente de escala: as importações) utilizando *cross-sectional* e uma série anual de dados, para 22 países desenvolvidos, durante cinco anos (1971 a 1975):

$$\ln R = b_0 + b_1 \ln \sigma_R + b_2 \ln r_R + u \quad (9)$$

$$\ln R = b_0 + b_1 \ln \sigma_R + b_2 \ln r_R + b_3 \ln IM + u \quad (10)$$

Os resultados de FJ estão próximos para as previsões do modelo ($b_1 = 0,5$ e $b_2 = -0,25$). Além disso, os autores indicam que b_0 é um fator específico e individual de cada país e que é uma função do custo fixo de ajustamento. Então, o volume ótimo de reservas, substituindo as constantes da equação (9), pode ser estimada pela seguinte equação²⁴:

$$\ln R = b_0 + 0,5 \ln \sigma_R - 0,25 \ln r_R + u \quad (11)$$

Onde, b_0 é o custo fixo, específico para cada país; σ é o custo de ajustamento, ou a volatilidade estimada das Reservas e r é o custo de oportunidade das Reservas.

²⁴ Uma exposição do detalhamento teórico pode ser encontrada em Frenkel e Jovanovic (1981).

A equação (11) adapta-se, portanto, para ser a equação *benchmark* de demanda da reserva, para o modelo *buffer stock*, neste estudo.

IV.2 – O MÉTODO PROPOSTO

As séries econômicas utilizadas, com base mensal e para o mesmo período da amostra das reservas internacionais (janeiro de 1995 a dezembro de 2005), na tentativa de estender/modificar o modelo *buffer stock*, foram:

- i) taxa de juros interna (Selic);
- ii) taxa de juros americana (para 3 e 6 meses);
- iii) taxa de câmbio – US\$ (taxa livre do final de cada período);
- iv) inflação brasileira (INPC);
- v) dívida pública externa brasileira;
- vi) risco Brasil (*embi/Brazil*);
- vii) saldo da balança comercial brasileira;
- viii) volume das exportações brasileiras;
- ix) volume das importações brasileiras;
- x) saldo do balanço de pagamentos do Brasil;
- xi) índice da bolsa de valores brasileira; e
- xii) índice da bolsa de valores americana.

A intenção, ao serem pesquisadas as séries supracitadas, foi a tentativa de encontrar nova *proxy* para estender o modelo *buffer stock*, ou, eventualmente, substituir variáveis desse método.

Tendo em vista que o volume ótimo de reservas, pela metodologia *buffer stock*, pode ser estimada pela equação (11), abaixo repetida, após verificação da estacionariedade de cada uma das séries acima, optou-se pela utilização daquelas não estacionárias (que apresentam raiz unitária, de acordo com modelo Dickey-Fuller Ampliado), pois, exceto a volatilidade estimada das Reservas (σ), as séries apresentaram essa característica.

$$\ln R = b_0 + 0,5 \ln \sigma_R - 0,25 \ln r_R + u \quad (11)$$

Onde, b_0 é o custo fixo, específico para cada país; σ é o custo de ajustamento, ou a volatilidade estimada das Reservas e r é o custo de oportunidade das Reservas.

Em virtude de a série volatilidade estimada das Reservas (σ) não apresentar raiz unitária, ou seja, ser estacionária, na metodologia de cálculo proposta ela foi excluída, para dar lugar, alternadamente, às demais séries não estacionárias, a seguir relacionadas:

- i) taxa de juros interna (Selic);
- ii) taxa de juros americana (para 3 e 6 meses);
- iii) taxa de câmbio – US\$ (taxa livre do final de cada período);
- iv) dívida pública externa brasileira;
- v) risco Brasil (*embi/Brazil*);
- vi) saldo da balança comercial brasileira;
- vii) volume das exportações brasileiras;
- viii) volume das importações brasileiras; e
- ix) índice da bolsa de valores brasileira.

Observe-se que, apesar de a série volatilidade estimada das Reservas (σ) não estar presente no modelo proposto, existe influência direta dela sobre a constante b_0 (mantida na equação proposta), pois esta é calculada pela equação abaixo, que é uma variação da equação (11):

$$b_0 = \ln R - 0,5 \ln \sigma_R + 0,25 \ln r_R - u \quad (12)$$

Após rodadas as regressões, utilizando-se como variável dependente a série das Reservas Internacionais, a série do custo fixo (b_0), que de fato já estava expressa em logaritmo natural conforme pode ser observado na equação (12), a série do custo de oportunidade (r) das Reservas (*spread embi Brazil*) e, alternadamente, cada uma das séries não estacionárias supracitadas (todas expressas em logaritmo natural), os resultados encontrados são os expressos a seguir:

$$\ln R = 1,41b_0 - 0,12 \ln r_R - 0,04 \ln selic + u \quad (13)$$

$$\ln R = 1,4b_0 - 0,13 \ln r_R - 0,03 \ln juros_us_6m + u \quad (14)$$

$$\ln R = 1,4b_0 - 0,13 \ln r_R + 0,1 \ln dolar + u \quad (15)$$

$$\ln R = 1,13b_0 - 0,23 \ln r_R + 0,23 \ln div_br + u \quad (16)$$

$$\ln R = 1,3b_0 - 0,1 \ln r_R + 0,11 \ln embi_br + u \quad (17)$$

$$\ln R = 1,4b_0 - 0,13 \ln r_R + 0,01 \ln bal_coml + u \quad (18)$$

$$\ln R = 1,21b_0 - 0,11 \ln r_R + 0,17 \ln exp + u \quad (19)$$

$$\ln R = 1,17b_0 - 0,15 \ln r_R + 0,25 \ln imp + u \quad (20)$$

$$\ln R = 1,29b_0 - 0,12 \ln r_R + 0,09 \ln bolsa_br + u \quad (21)$$

Na seqüência, foi utilizado o modelo Dickey-Fuller Ampliado (ADF) para testar a hipótese nula (H_0) da existência de uma raiz unitária para os resíduos de cada uma das regressões, os quais, necessariamente, deveriam apresentar a característica de estacionariedade para que a regressão seja válida. Detalhes desse procedimento podem ser observados no capítulo III, onde é comentado sobre os testes de cointegração. Daí, restaram válidas apenas as equações (15, 19, 20 e 21), conforme pode ser visto nas tabelas 4.1 a 4.8 abaixo. Adicionalmente, foi efetuada também a regressão da volatilidade de algumas séries que se mostraram não estacionárias (do índice da bolsa brasileira, do *embi/Brazil*, do *embi/plus* e das exportações brasileiras). Entretanto, o resíduo de todas as regressões mostrou-se também não estacionário, o que as invalidou.

Tabela 4.1: Regressão (15)

Dependent Variable: LOG_RES_INT
Method: Least Squares
Date: 07/05/06 Time: 13:54
Sample (adjusted): 1995M02 2005M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
B0	1,397504	0,011071	126,2272	0,0000
LOG_CUSTO_OPORT	-0,134561	0,01388	-9,694821	0,0000
LOG_DOLAR	0,099696	0,013643	7,307466	0,0000
R-squared	0,915083	Mean dependent var		10,73354
Adjusted R-squared	0,913756	S.D. dependent var		0,239699
S.E. of regression	0,070393	Akaike info criterion		-2,446800
Sum squared resid	0,634269	Schwarz criterion		-2,380956
Log likelihood	163,2654	Durbin-Watson stat		0,258654

Tabela 4.2: Teste ADF dos resíduos da regressão (15)

Null Hypothesis: TESTE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2,903072	0,0477
Test critical values:		
1% level	-3,481217	
5% level	-2,883753	
10% level	-2,578694	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TESTE)
Method: Least Squares
Date: 07/05/06 Time: 14:15
Sample (adjusted): 1995M03 2005M12
Included observations: 130 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TESTE(-1)	-0,126969	0,043736	-2,903072	0,0044
C	0,000392	0,003041	0,129044	0,8975
R-squared	0,061775	Mean dependent var		0,000317
Adjusted R-squared	0,054445	S.D. dependent var		0,035660
S.E. of regression	0,034676	Akaike info criterion		-3,870280
Sum squared resid	0,153909	Schwarz criterion		-3,826164
Log likelihood	253,5682	F-statistic		8,427825
Durbin-Watson stat	2,014422	Prob(F-statistic)		0,004353

Tabela 4.3: Regressão (19)

Dependent Variable: LOG_RES_INT
Method: Least Squares
Date: 07/05/06 Time: 14:28
Sample (adjusted): 1995M02 2005M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
B0	1,211356	0,017291	70,05714	0,0000
LOG_CUSTO_OPORT	-0,108568	0,011104	-9,777141	0,0000
LOG_EXPORT	0,167227	0,013162	12,70529	0,0000
R-squared	0,946777	Mean dependent var		10,73354
Adjusted R-squared	0,945946	S.D. dependent var		0,239699
S.E. of regression	0,055729	Akaike info criterion		-2,913995
Sum squared resid	0,397533	Schwarz criterion		-2,848151
Log likelihood	193,8667	Durbin-Watson stat		0,295402

Tabela 4.4: Teste ADF dos resíduos da regressão (19)

Null Hypothesis: TESTE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3,212352	0,0215
Test critical values:		
1% level	-3,481217	
5% level	-2,883753	
10% level	-2,578694	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TESTE)
Method: Least Squares
Date: 07/05/06 Time: 14:38
Sample (adjusted): 1995M03 2005M12
Included observations: 130 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TESTE(-1)	-0,148489	0,046225	-3212352	0,0017
C	-0,000185	0,002556	-0,072261	0,9425
R-squared	0,074604	Mean dependent var		-0,000307
Adjusted R-squared	0,067375	S.D. dependent var		0,030170
S.E. of regression	0,029136	Akaike info criterion		-4,218420
Sum squared resid	0,108660	Schwarz criterion		-4,174304
Log likelihood	276,1973	F-statistic		10,31920
Durbin-Watson stat	2,038899	Prob(F-statistic)		0,001666

Tabela 4.5: Regressão (20)

Dependent Variable: LOG_RES_INT
Method: Least Squares
Date: 07/05/06 Time: 14:50
Sample (adjusted): 1995M02 2005M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
B0	1,166533	0,021787	53,54297	0,0000
LOG_CUSTO_OPORT	-0,153324	0,011577	-13,24412	0,0000
LOG_IMPORT	0,248294	0,020982	11,83353	0,0000
R-squared	0,942530	Mean dependent var		10,73354
Adjusted R-squared	0,941632	S.D. dependent var		0,239699
S.E. of regression	0,057910	Akaike info criterion		-2,837209
Sum squared resid	0,429261	Schwarz criterion		-2,771365
Log likelihood	188,8372	Durbin-Watson stat		0,505144

Tabela 4.6: Teste ADF dos resíduos da regressão (20)

Null Hypothesis: TESTE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2,998917	0,0376
Test critical values:		
1% level	-3,481623	
5% level	-2,883930	
10% level	-2,578788	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TESTE)
Method: Least Squares
Date: 07/05/06 Time: 14:51
Sample (adjusted): 1995M04 2005M12
Included observations: 129 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TESTE(-1)	-0,182055	0,060707	-2,998917	0,0033
D(TESTE(-1))	-0,283789	0,085657	-3,313097	0,0012
C	0,000334	0,003269	0,102314	0,9187
R-squared	0,197717	Mean dependent var		0,000221
Adjusted R-squared	0,184982	S.D. dependent var		0,041118
S.E. of regression	0,037120	Akaike info criterion		-3,726323
Sum squared resid	0,173618	Schwarz criterion		-3,659816
Log likelihood	243,3479	F-statistic		15,52589
Durbin-Watson stat	1,991973	Prob(F-statistic)		0,000001

Tabela 4.7 : Regressão (21)

Dependent Variable: LOG_RES_INT
Method: Least Squares
Date: 07/05/06 Time: 15:07
Sample (adjusted): 1995M02 2005M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
B0	1,292035	0,014529	88,92700	0,0000
LOG_CUSTO_OPORT	-0,119701	0,012331	-9,707445	0,0000
LOG_BOLSA_BR	0,088930	0,008768	10,14279	0,0000
R-squared	0,933281	Mean dependent var		10,73354
Adjusted R-squared	0,932238	S.D. dependent var		0,239699
S.E. of regression	0,062396	Akaike info criterion		-2,687983
Sum squared resid	0,498344	Schwarz criterion		-2,622139
Log likelihood	179,0629	Durbin-Watson stat		0,233042

Tabela 4.8: Teste ADF dos resíduos da regressão (21)

Null Hypothesis: TESTE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2,899415	0,0481
Test critical values:		
1% level	-3,481217	
5% level	-2,883753	
10% level	-2,578694	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TESTE)
Method: Least Squares
Date: 07/05/06 Time: 15:13
Sample (adjusted): 1995M03 2005M12
Included observations: 130 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TESTE(-1)	-0,119875	0,041345	-2,899415	0,0044
C	-0,000242	0,002559	-0,094729	0,9247
R-squared	0,061629	Mean dependent var		-0,000338
Adjusted R-squared	0,054298	S.D. dependent var		0,030003
S.E. of regression	0,029177	Akaike info criterion		-4,215628
Sum squared resid	0,108964	Schwarz criterion		-4,171512
Log likelihood	276,0158	F-statistic		8,406606
Durbin-Watson stat	1,907635	Prob(F-statistic)		0,004401

As tabelas anteriores demonstram que as quatro regressões poderiam ser utilizadas na estimação do nível ótimo das reservas internacionais, para o caso do Brasil. Para escolha da regressão mais apropriada, além da inspeção visual do histograma e da leitura dos coeficientes de assimetria e de curtose, utiliza-se o *Akaike Information Criterion* – AIC, o qual Hoeven (2004) apresenta da seguinte forma:

$$AIC = 2[k - \ln(L)]$$

Onde, k representa a medida de divergência denominada Kullback-Leibler, correspondente ao número de parâmetros do modelo; e L a função de máxima verossimilhança.

O modelo com AIC menor é considerado o melhor modelo de ajuste. O critério, também, permite ordenar modelos, mesmo que o ajuste não seja razoável.

Ocorre, no entanto, que algumas vezes, há razões para se acreditar que um dos modelos de um conjunto é verdadeiro, isto é, descreve melhor a relação entre as variáveis dependentes e independentes. Neste, caso, é desejável um critério de seleção que identifique o verdadeiro modelo com maior probabilidade associada. O *Bayesian Information Criterion* – BIC, descrito por Schwarz (1951), usa um termo de ajuste que aumenta com o número de informações. O BIC, de Schwarz, é apresentado por Hoeven (2004) da seguinte forma:

$$BIC = 2[k \ln(n) - \ln(L)]$$

Onde, n corresponde ao número de observações utilizadas.

O resultado da utilização dos AIC e BIC, encontram-se na tabela 4.9 a seguir.

Tabela 4.9: AIC e BIC das Regressões válidas

Regressões	AIC	BIC
15	-2,446800	-2,380956
19	-2,913995	-2,848151
20	-2,837209	-2,771365
21	-2,687983	-2,622139

Assim sendo, o menor valor para o critério informacional de Akaike é -2,913995, o que indica que a regressão (19) é a mais adequada para estimar o nível adequado das reservas. Entretanto, o critério de Akaike não rejeita nenhuma das regressões apresentadas, apenas as coloca em um ranking. Por sua vez, o menor valor para o critério informacional de Schwarz é de -2,848151, o que ratifica a escolha anterior, como não poderia deixar de ser, já que o número de observações utilizadas em todas as regressões é o mesmo.

Não deve ser desconsiderada a proximidade entre os resultados apresentados na tabela 4.9, o que indica que, apesar de a regressão (19) ser mais adequada, segundo os critérios analisados, as demais não podem ser descartadas. Há, portanto, a necessidade de um aprofundamento no aspecto teórico, a fim de verificar a questão também sob o enfoque econômico.

Resgatando a preocupação de Silva Jr. (2005), sobre a restrição comum apresentada pelos modelos analisados, de não considerarem que o custo de carregamento das reservas é função do volume disponível, de modo que a queda do volume de reservas levaria a uma maior percepção de risco para o país e ao crescimento das taxas de juros de captação, uma reflexão faz-se necessária: como medir a influência dessa percepção de risco sobre o estabelecimento do nível adequado das reservas?

Relembrando, a medida do custo de oportunidade, adotado neste estudo, foi a média mensal do *spread embi Brazil*, o qual representa uma medida do *spread* sobre os títulos do Tesouro americano, que as emissões soberanas do Brasil pagam no mercado internacional. Ou seja, está embutido nesse índice um prêmio de risco cobrado pelos investidores para adquirir títulos brasileiros, representando um custo adicional além daqueles pagos pelos títulos, teoricamente, livres de risco.

Ainda com foco na questão da percepção de risco do mercado, as variáveis mais adequadas, entre aquelas utilizadas nas regressões consideradas válidas, são o índice da bolsa brasileira (regressão 21) e a taxa de câmbio (regressão 15), uma vez que esses indicadores representam, respectivamente, o ânimo e as expectativas dos investidores, tanto nacionais como estrangeiros, em manter seus recursos aplicados, por vezes, a longo prazo e a preocupação com a estabilidade e a valorização da moeda nacional, frente à moeda estrangeira (US\$). Evidentemente, ambas as variáveis constituem-se em boas alternativas para a *proxy* de risco procurada. O volume de exportações (regressão 19) e importações (regressão 20) não traduzem, em medida significativa, essa percepção de risco, pois refletem, em última análise, a política governamental para o setor e as condições do mercado internacional, como competitividade dos produtos, nível de impostos, taxa e regime cambial praticados pelos países, entre outras.

Portanto, o menor valor para o critério informacional de Akaike, entre as regressões (21) e (15), é -2,687983, o que indica que a regressão (21) é a mais adequada para estimar o nível adequado das reservas internacionais brasileiras. O menor valor para o critério de Schwarz é de -2,622139, o que ratifica o critério anterior, pelas mesmas razões apresentadas anteriormente. Esse resultado está de acordo com a teoria econômica, vez que o índice da bolsa de valores de um país tem a capacidade de traduzir, de maneira sintética e objetiva, uma série de percepções do mercado, entre elas o risco país, a saúde de sua economia, sua política para a taxa de juros interna e para a taxa cambial. Assim, pode-se afirmar que o índice da bolsa de valores brasileiras (o IBOVESPA) é a *proxy* mais adequada para compor o modelo proposto, por representar, com maior amplitude, riscos significativos.

Outro ponto importante é a questão da cointegração, tratada em maior extensão no capítulo III. Utilizando os trabalhos de Granjer e Engle (1987) e Johansen (1991), devido a não estacionariedade das séries utilizadas na equação (21), foram realizados testes de cointegração, para evitar incorrer em erro de regressão espúria. Assim, foi rodada a regressão de cointegração, por MQO e aplicado o teste de raiz unitária - ADF (vide tabelas 4.7 e 4.8). O alto valor para R^2 (0,933281), acompanhado de valor não muito baixo da estatística de Durbin e Watson (0,233042), demonstra que existe cointegração entre as variáveis. Fundamental, também, é a observação da estacionariedade (pelo teste ADF) da série dos resíduos da regressão (tabela 4.8), o que valida a regressão. Tentativas de exclusão de variáveis foram realizadas, mas em todos os casos a série dos resíduos da regressão mostrou-se não estacionária, o que inviabilizou a existência de outra combinação linear das variáveis ou de outros relacionamentos de cointegração.

Finalmente, deve-se observar que, apesar de a série volatilidade estimada das Reservas (σ) não estar presente no modelo proposto, existe influência direta dela sobre a constante b_0 , pois esta é calculada pela equação (12)²⁵.

Assim, a equação (22), que é uma adaptação da equação (21), adequa-se, em termos econométricos e teóricos, para ser a nova equação para determinação do nível ótimo das reservas internacionais, para o Brasil.

$$\ln R = 1,29b_0 - 0,12 \ln r_R + 0,09 \ln ib_{br} + u \quad (22)$$

Onde, b_0 é o custo fixo, específico para cada país; r é o custo de oportunidade das Reservas (o *spread embi Brazil*) e ib_{br} é o IBOVESPA (índice da bolsa brasileira).

²⁵ Para maiores detalhes, consultar a seção sobre esta equação, no início deste capítulo.

**V. ANÁLISE EMPÍRICA UTILIZANDO O MODELO *BUFFER STOCK* E O
MODELO PROPOSTO**

V.1 – UTILIZANDO O MODELO *BUFFER STOCK*

A aplicação da equação (11), na definição do modelo *buffer stock*, considerados a volatilidade estimada da variação das reservas (figura 5.3), o custo de oportunidade (figura 5.4) e a constante b_0 (figura 5.5), de acordo com o descrito nos capítulos III e IV.1, apresenta os seguintes resultados:

Figura 5.1: Valor das reservas internacionais(R) x *buffer stock*(R*)

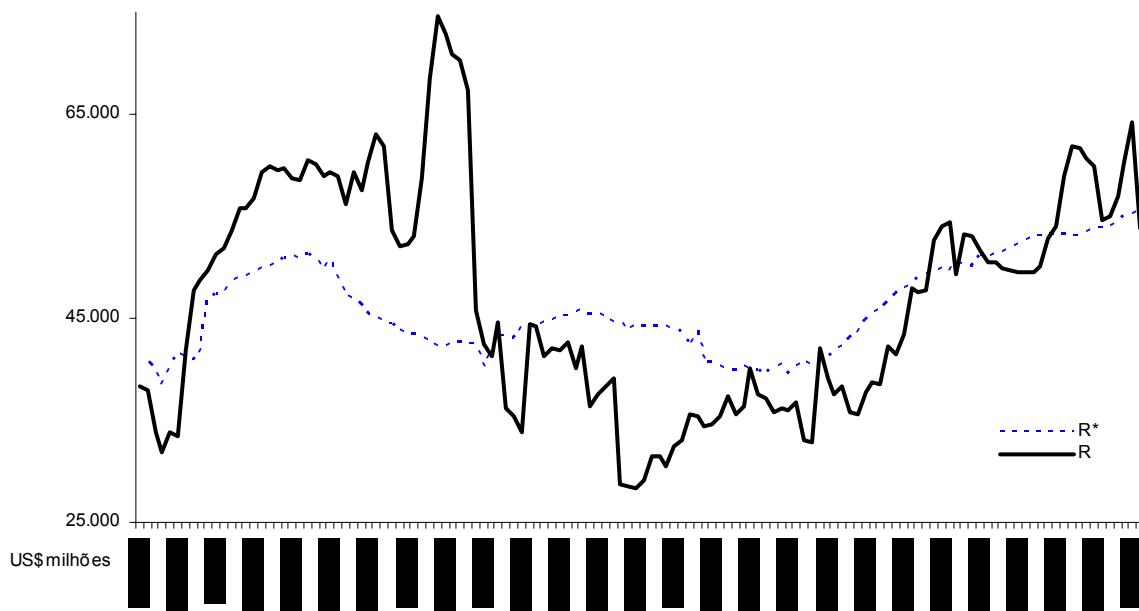


Figura 5.2: Variação das reservas

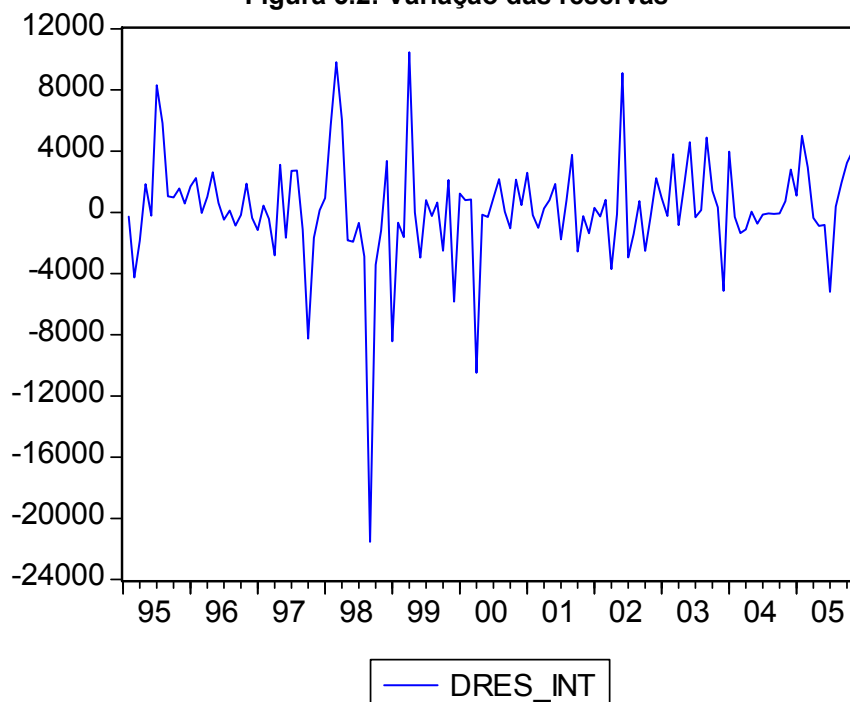


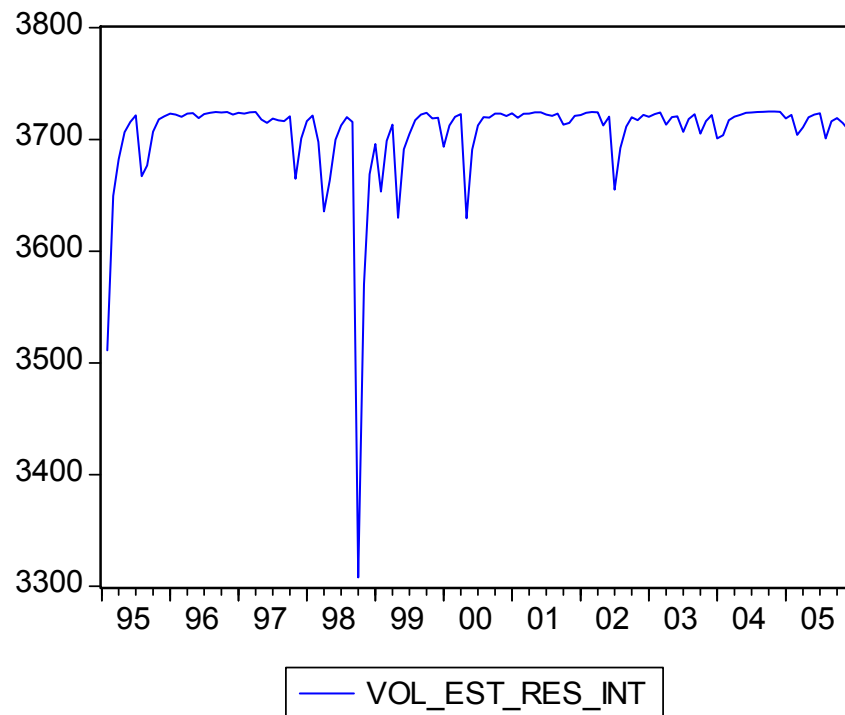
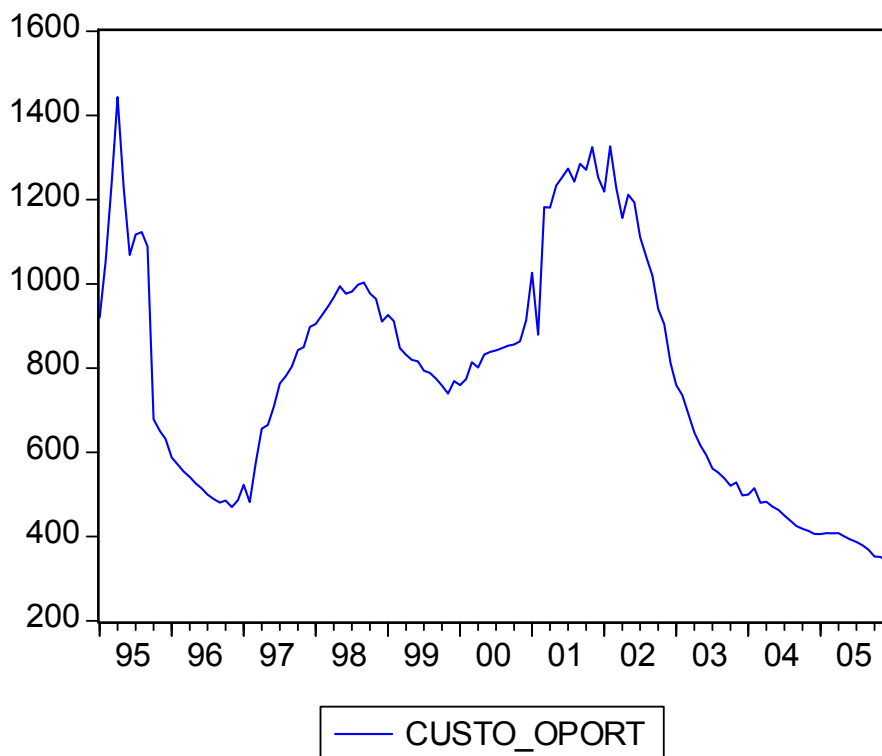
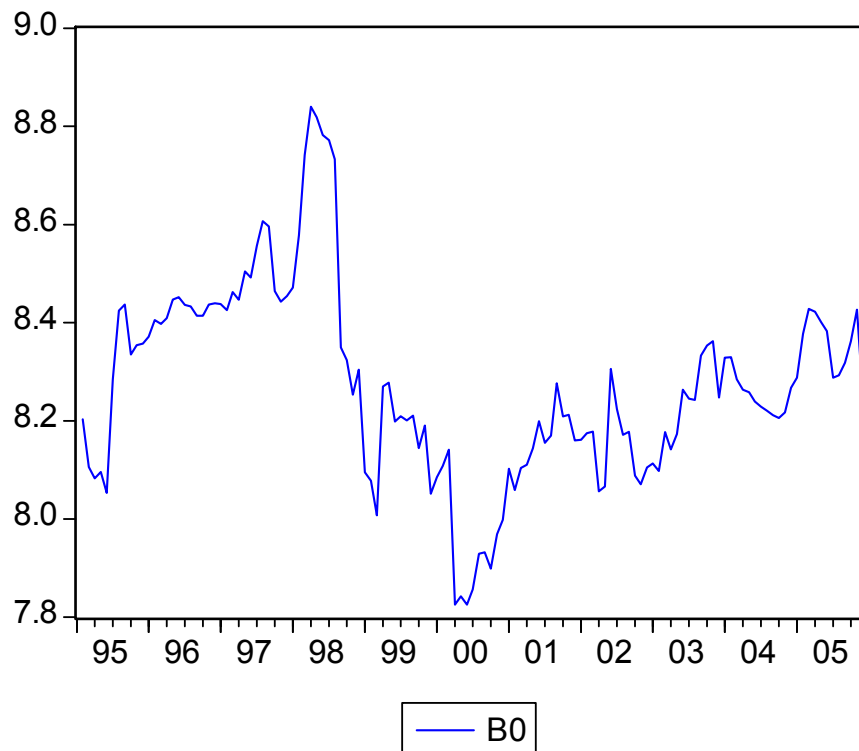
Figura 5.3: Volatilidade estimada da variação das reservas**Figura 5.4: Custo de Oportunidade – *spread embi_br***

Figura 5.5: Constante (b_0) em logaritmo natural

A partir dos dados de reservas, da volatilidade estimada e do custo de oportunidade, foi construída uma variável estocástica a partir da equação (11), considerando os parâmetros teóricos do modelo. A constante (b_0), em logaritmo natural, foi estimada em 8,2726, que, na realidade, corresponde ao valor médio dessa variável no período.

A figura 5.1 apresenta o valor das reservas internacionais, representado graficamente por R e o valor estimado pelo modelo *buffer stock*, representado por R*. Observa-se, claramente, que as necessidades de reservas internacionais são menores em regimes de câmbio flutuante (a partir de janeiro/1999) do que em regimes de câmbio fixo, como já observado por Silva Jr. e Silva (2004). As causas da tendência crescente do nível ótimo, nos últimos quatro anos da amostra, é um assunto a ser aprofundado.

A comparação entre as reservas reais e o nível ótimo revela que houve alternância entre os momentos em que um foi superior ao outro. Observa-se que, no início do

período (janeiro a junho/1995) as reservas reais situaram-se em patamar um pouco inferior ao valor estimado como ótimo. Depois, por longo período (julho/1995 a outubro/1998) a situação se inverteu, sendo que em um período (fevereiro a agosto/1998) a diferença foi mais ampla. Há, posteriormente, outro grande período (novembro/1998 a agosto/2003), em que, novamente, ocorreu o mesmo que o observado nos seis primeiros meses da amostra, com um momento (abril a dezembro/2000) em que a diferença foi mais elástica. Esta situação deve-se, em parte, ao fato de que em abril/2000 houve grandes pagamentos de dívida. No período maior, de reservas reais abaixo das reservas ótimas, ocorreram dois momentos de maior volatilidade no mercado: a crise da Argentina (setembro/2001 a maio/2002) e um momento de turbulência, em função das eleições presidenciais no Brasil (junho a novembro/2002), em que houve uma variação nas reservas de cerca de US\$ 13,6 bilhões. Novo período em que as reservas reais foram um pouco superiores às estimadas pelo modelo acontece entre setembro/2003 e março/2004. A partir daí (abril/2004) até dezembro/2004, as reservas ótimas estiveram acima, mas muito próximas, das reservas reais. O ano de 2005, exceto dezembro, apresentou reservas reais além, mas também próximas, do nível apontado pelo modelo como adequado.

No modelo *buffer stock*, o volume adequado sofre forte influência da volatilidade das reservas. Isso fica claro pelo fato de que durante períodos de instabilidade, como após a flexibilização cambial em 1999, durante a crise da Argentina, em 2001, e próximo à realização das eleições presidenciais do Brasil, em 2002, as reservas estiveram abaixo do nível adequado.

Em síntese, das 131 comparações possíveis entre as reservas reais e as reservas ótimas apontadas pelo modelo *buffer stock*, em apenas 28% (37 observações) delas as reservas reais situaram-se abaixo das adequadas, em percentual de variação superior a 10% e máxima de 36%; em 31% (40 observações) ocorreu o inverso, ou seja, as reservas reais situaram-se acima das adequadas, também em percentual de variação superior a 10% e máxima de 76%, sendo apenas 6 observações com variação acima de 40%; e na maioria das vezes (41% - 54 observações) a variação foi inferior a 10%, quer para cima ou para baixo do nível teórico. Portanto, a interpretação dos resultados apresentados na figura 5.1 mostra que o modelo *buffer stock* é adequado para estimar o nível ótimo para as reservas brasileiras. No período de análise deste

trabalho, as reservas internacionais brasileiras estiveram no nível adequado, tendo em vista que em 89% das observações, a variação entre as reservas reais e as estimadas situou-se em patamar inferior a 30%, o que representa um montante próximo a US\$ 10 bilhões.

O nível ótimo para as reservas internacionais brasileiras, segundo o modelo FJ, situa-se em US\$ 45 bilhões, com uma margem de segurança de US\$ 10 bilhões. Ou seja, está entre US\$ 35 bilhões e US\$ 55 bilhões.

V.2 – UTILIZANDO O MODELO PROPOSTO

A aplicação da equação (22), na definição do modelo proposto, aqui chamado FJ modificado, já que sua ampliação não foi viável, devido à característica de estacionariedade das séries (tratada no capítulo anterior), tornando-se necessária a substituição de uma das variáveis do modelo original *buffer stock*, considerada a constante (b_0), figura 5.5, o custo de oportunidade (figura 5.4) e o índice da BOVESPA, figura 5.7, de acordo com o descrito no capítulo III e alterações introduzidas no capítulo IV, seção 2, apresenta os seguintes resultados:

Figura 5.6: Valor das reservas internacionais(R) x FJ modificado(R*)

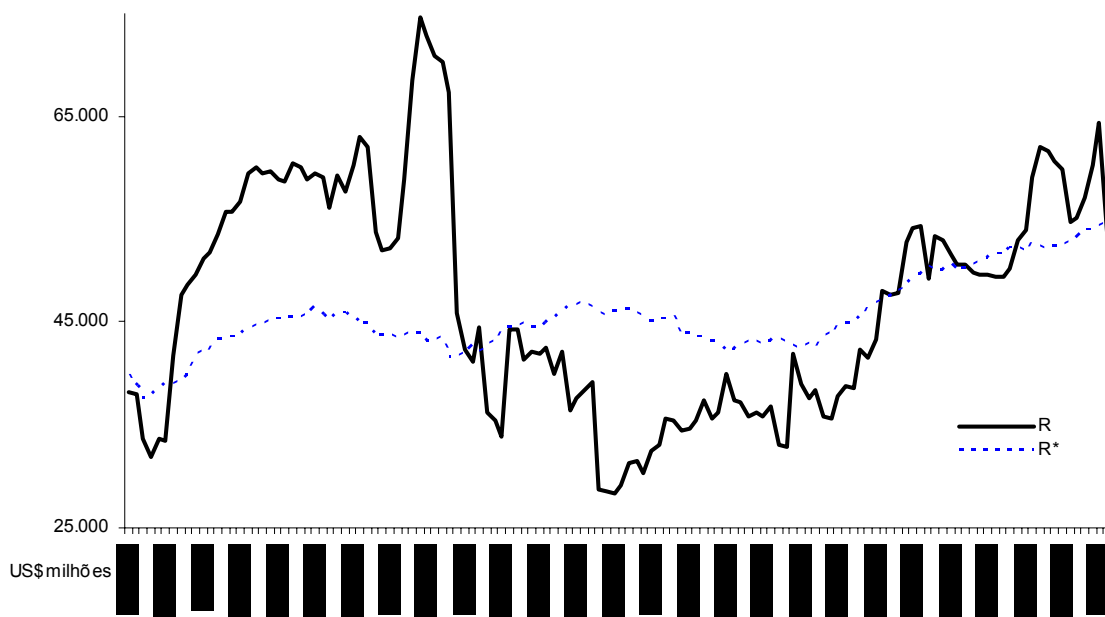
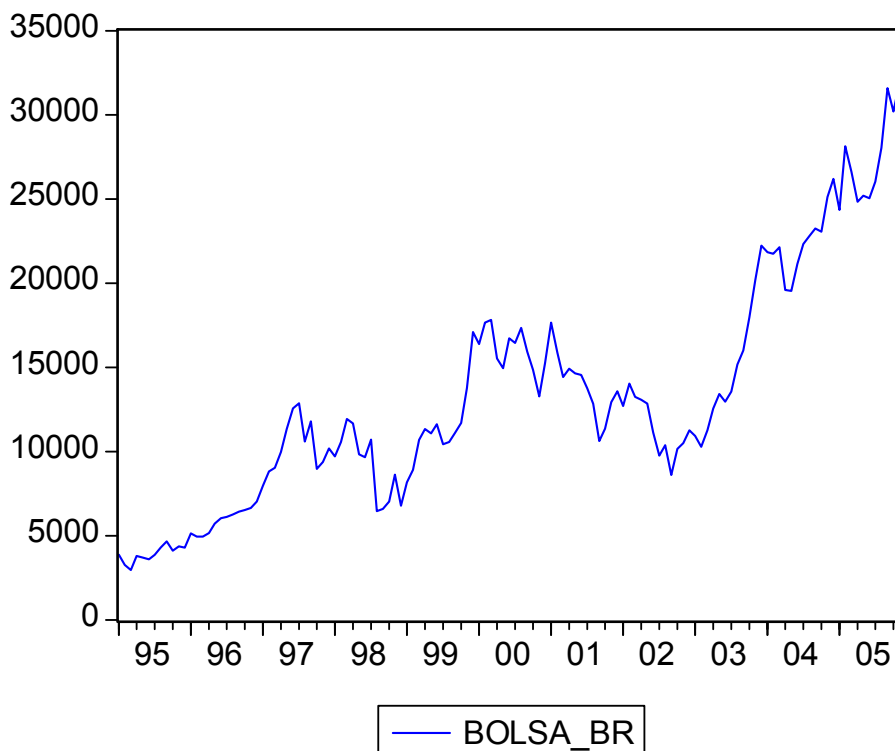


Figura 5.7: Índice BOVESPA



A partir dos dados de reservas, da volatilidade estimada e do custo de oportunidade, foi construída uma variável estocástica a partir da equação (11), que dá origem à equação (12), considerando os parâmetros teóricos do modelo. A constante (b_0), em logaritmo natural, é a mesma utilizada na seção anterior, e foi estimada em 8,2726 (valor médio dessa variável no período).

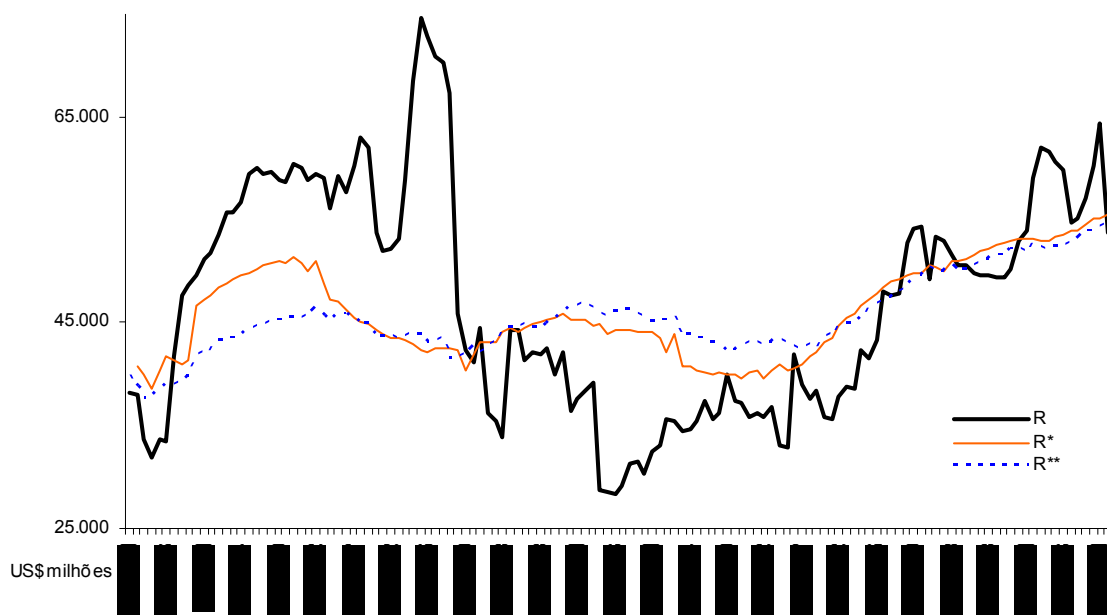
A figura 5.6 apresenta o valor das reservas internacionais brasileiras, representado graficamente por R e o valor estimado pelo modelo FJ modificado, representado por R^* . Observa-se, claramente, que as necessidades de reservas internacionais são menores em regimes de câmbio flutuante (a partir de janeiro/1999) do que em regimes de câmbio fixo, como já observado por Silva Jr. e Silva (2004) e na análise da figura 5.1. As causas da tendência crescente do nível ótimo, nos últimos quatro anos da amostra, é um assunto a ser aprofundado.

A comparação entre as reservas reais e o nível ótimo, estimado pelo modelo proposto, revela, como ocorreu com o modelo *buffer stock*, que houve alternância entre os momentos em que um foi superior ao outro. Observa-se que, no início do período (janeiro a

junho/1995) as reservas reais situaram-se em patamar um pouco inferior ao valor estimado como ótimo. Depois, por longo período (julho/1995 a outubro/1998) a situação se inverteu, sendo que em um período (fevereiro a agosto/1998) a diferença foi mais ampla. Há, posteriormente, outro grande período (novembro/1998 a agosto/2003), em que, novamente, ocorreu o mesmo que o observado nos seis meses iniciais da amostra, com um momento (abril a dezembro/2000) em que a diferença foi mais elástica. Tentou-se explicar essa situação, assim como as razões do grande período em que as reservas reais estiveram abaixo das reservas ótimas, na análise do modelo *buffer stock*, na seção 1, deste capítulo. Novo período em que as reservas reais foram um pouco superiores às estimadas pelo modelo proposto acontece entre setembro/2003 e maio/2004. A partir daí (junho/2004) até novembro/2004, foi a vez de as reservas ótimas estarem levemente acima das reservas reais. O ano de 2005, exceto dezembro, apresentou reservas reais além, mas também próximas, do nível apontado pelo modelo proposto como adequado.

Como observado no modelo *buffer stock*, o volume adequado calculado segundo o modelo FJ modificado também sofre influência da volatilidade das reservas, apesar de ser menor do que naquele (vide figura 5.8, abaixo). Isso é evidenciado porque durante períodos de instabilidade (após a flexibilização cambial - 1999, durante a crise da Argentina - 2001 e próximo às eleições presidenciais do Brasil - 2002), as reservas estiveram abaixo do nível adequado.

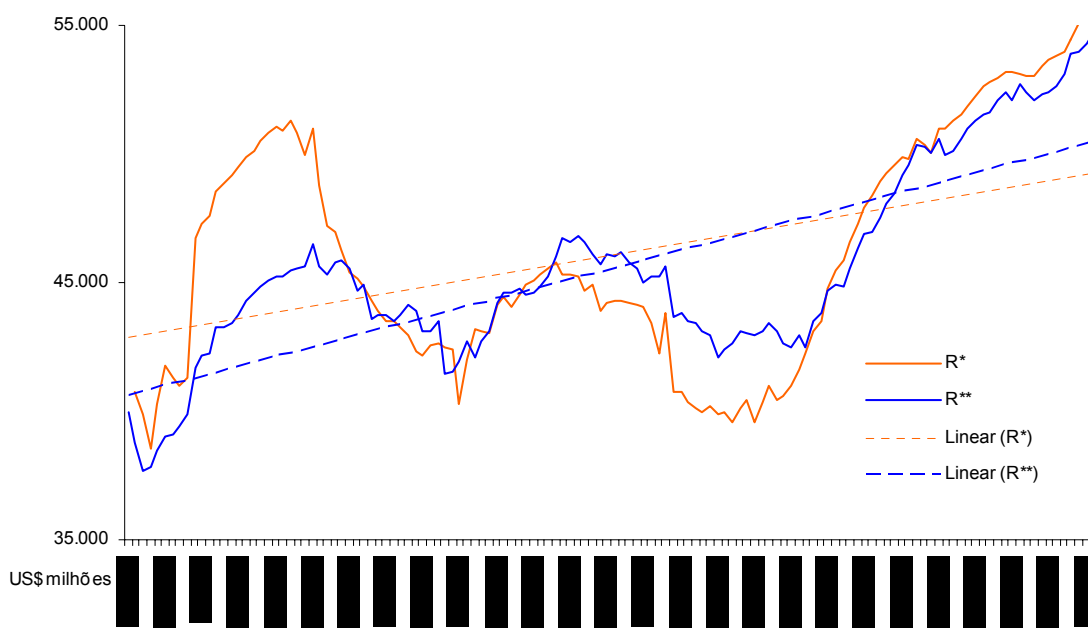
Figura 5.8: Valor das reservas internacionais(R) x *buffer stock*(R*) x FJ modificado(R)**



Em síntese, das 132 comparações possíveis entre as reservas reais e as reservas ótimas apontadas pelo modelo FJ modificado, em 33% (44 observações) delas as reservas reais situaram-se abaixo das adequadas, em percentual de variação superior a 10% e máxima de 39%; em 34% (45 observações) ocorreu o inverso, ou seja, as reservas reais situaram-se acima das adequadas, também em percentual de variação superior a 10% e máxima de 70%, sendo apenas 7 observações com variação acima de 40%; e nas demais 43 observações (41%) a variação foi inferior a 10%, quer para cima ou para baixo do nível teórico. Portanto, a interpretação dos resultados apresentados na figura 5.6 mostra que o modelo FJ modificado produziu resultados muito semelhantes aos obtidos pelo método *buffer stock* e, portanto, também é adequado para estimar o nível ótimo para as reservas brasileiras. No período de análise deste trabalho, também pelo modelo FJ modificado, as reservas internacionais brasileiras estiveram no nível adequado, tendo em vista que em 83% das observações, a variação entre as reservas reais e as estimadas situou-se em patamar inferior a 30%, o que representa um montante próximo de US\$ 10 bilhões.

A figura 5.8 demonstra o valor das reservas internacionais, representado graficamente por R , o valor calculado segundo o modelo *buffer stock*, R^* , e aquele calculado de acordo com o modelo FJ modificado, proposto, R^{**} . Pode-se observar que ambas as estimativas comportam-se de maneira similar e não apresentam grandes distorções entre si.

Figura 5.9: Valor das reservas internacionais *buffer stock* (R^*) x FJ modificado(R^{}) e linha de tendência linear**



A figura 5.9, acima, apresenta apenas o valor das reservas internacionais segundo o modelo *buffer stock*, R^* , e aquele calculado de acordo com o modelo FJ modificado, proposto, R^{**} , assim como a linha de tendência linear. A intenção em adicionar uma linha de tendência foi a de demonstrar a semelhança entre as duas regressões. Pode-se observar, o que ficará mais claro na tabela 5.1 abaixo, a proximidade entre as duas estimações.

Tabela 5.1: Reservas estimadas pelos modelos *buffer stock* x FJ modificado

	<i>US\$ milhões</i>	
	Reservas estimadas	
	<i>buffer stock</i>	FJ modificado
Mean	46.084	45.533
Median	45.046	44.864
Maximum	55.482	54.691
Minimum	38.546	37.683
Std. Dev.	4.505,584	3.759,960
Skewness	0,332253	0,579326
Kurtosis	1,927198	2,924998
Jarque-Bera	8,692245	7,414550
Probability	0,012957	0,024544
Sum	6.037.040	6.010.346
Sum Sq. Dev.	2,64E+09	1,85E+09
Observations	131	132

Pela observação da média, constata-se variação insignificante, pouco superior a 1%. Não é muito diferente, em relação ao valor máximo e é de pouco mais de 2% a variação entre os valores mínimos. Na soma total dos resultados estimados pelos modelos, a variação é ainda menor, menos de 0,5%. O número de observações é diferente, em função de limitação do método *buffer stock*, que não estima o valor do primeiro mês da amostra por não existir o dado sobre a volatilidade estimada das reservas.

Portanto, o modelo FJ modificado é adequado para estimar o nível ótimo para as reservas brasileiras, conforme pode ser observado ao longo desta seção.

O nível ótimo para as reservas internacionais brasileiras, segundo o modelo FJ modificado, também situa-se em US\$ 45 bilhões, com uma margem de segurança de US\$ 10 bilhões. Ou seja, encontra-se entre US\$ 35 bilhões e US\$ 55 bilhões.

VI. CONCLUSÕES E IDÉIAS PARA FUTURAS PESQUISAS

O principal objetivo desta dissertação foi demonstrar como uma abordagem clássica de mensuração do nível ótimo das reservas internacionais de um país, o modelo FJ ou *buffer stock*, é apropriado para o caso brasileiro, assim como propor a ampliação do modelo, através da introdução de outras variáveis que se mostrassem relevantes.

No entanto, no transcorrer das pesquisas, observou-se que, para se alcançar os objetivos propostos com a suposta mudança, haveria a necessidade de substituição de uma das variáveis da equação original *buffer stock*, devido à existência de séries estacionárias e não estacionárias, o que impossibilitava a realização das regressões.

Alguns métodos e procedimentos foram adotados para a estimação/validação do modelo FJ, para o caso brasileiro. Os principais foram:

- i) determinação do custo de oportunidade, ou seja, aquilo que se deixa de ganhar em aplicações mais rentáveis, para que seja mantido o nível das reservas. Optou-se pelo uso do *spread embi Brazil*;
- ii) cálculo da volatilidade das reservas internacionais, estimada em função dos dados reais das reservas;
- iii) a partir dos dados de reservas, de sua volatilidade estimada e do custo de oportunidade, foi calculada uma variável estocástica (b_{θ}), considerando os parâmetros teóricos do modelo;
- iv) estimação do modelo *buffer stock*, observados os parâmetros teóricos do modelo;
- v) análise dos resultados, comparando o nível real das reservas internacionais com o nível ideal apontado pelos parâmetros teóricos do modelo.

Assim, sob bases empíricas, demonstrou-se a viabilidade do uso do modelo FJ para prever o nível adequado das reservas internacionais, para o Brasil, bem como a possibilidade de utilizar outras variáveis para a estimativa. A opção, depois de testar diversas séries históricas, recaiu em um índice que representa, ao mesmo tempo, uma série de percepções do mercado, entre elas o risco país, a saúde de sua economia, sua política para a taxa de juros interna e para a taxa cambial, e reflete o ânimo e as expectativas dos investidores, tanto nacionais como

estrangeiros, em manter aplicados seus recursos: o índice da bolsa brasileira, ou IBOVESPA.

A alteração de uma das variáveis do modelo *buffer stock* foi motivada pela restrição comum apresentada pelos diversos modelos analisados, de não considerarem que o custo de carregamento das reservas é função do volume disponível, de modo que a queda do volume de reservas levaria a uma maior percepção de risco para o país e ao crescimento das taxas de juros de captação. Procurou-se, através dessa substituição, tomar em consideração essa endogeneidade, aprimorando, assim, o modelo FJ.

A escolha da série histórica substituta seguiu uma série de procedimentos:

- i) levantamento, tratamento, análise e observação de várias séries históricas, que poderiam representar percepções de risco, as quais influenciariam o nível adequado das reservas;
- ii) utilização daquelas séries não estacionárias, em virtude de que as séries utilizadas no modelo *buffer stock*, exceto a volatilidade estimada das Reservas, apresentarem essa característica;
- iii) foram rodadas as regressões, utilizando como variável dependente a série das Reservas Internacionais. Também, a série do custo fixo (b_0), a série do custo de oportunidade e, alternadamente, cada uma das séries não estacionárias;
- iv) utilizando o teste ADF, foram testadas as séries dos resíduos de cada estimação, para validação. Restaram válidas quatro regressões;
- v) foram observados o AIC e o BIC de cada regressão válida e resgatados alguns conceitos teóricos para, finalmente, escolher o IBOVESPA como a *proxy* mais adequada para substituir a volatilidade estimada das Reservas;
- vi) foi testada a cointegração entre as variáveis do novo modelo, excluindo-se, alternadamente, variáveis, na tentativa de encontrar outra combinação linear entre elas ou outros relacionamentos de cointegração. Em todos os casos a série dos resíduos da regressão mostrou-se não estacionária, o que inviabilizou a hipótese;
- vii) análise dos resultados, comparando o nível real das reservas internacionais com o nível ideal apontado pelos parâmetros teóricos do modelo;

viii) comparação do modelo *buffer stock* com o modelo proposto.

A utilização de série histórica do IBOVESPA, em substituição à volatilidade estimada das reservas, possui razões lógicas:

- i) na verificação da estacionariedade das séries utilizadas pelo modelo *buffer stock*, constatou-se que todas, exceto a volatilidade estimada das reservas, apresentavam-se não estacionárias. Portanto, tornava-se necessária a substituição desta;
- ii) como a inexistência da estacionariedade representa a existência de uma raiz unitária (teste ADF), ou seja, não há dependência temporal explícita na série, tornou-se imperativo encontrar, pelo menos, uma série com essa característica;
- iii) a série temporal do índice da bolsa brasileira, por um lado apresentou-se não estacionária e, por outro, ajustou-se bem, tanto econometrica como economicamente, às demais séries em uso no modelo original;
- iv) o teste ADF da raiz unitária dos resíduos da regressão, feita a substituição da volatilidade das reservas pelo IBOVESPA, demonstrou que a série apresentava as características de estacionariedade, indispensáveis para validação da regressão;
- v) a exclusão alternada de variáveis, na tentativa de encontrar outra combinação linear entre elas ou outros relacionamentos de cointegração, mostrou-se infrutífera, pois em todos os casos a série dos resíduos da regressão resultou não estacionária, o que inviabilizou a hipótese.

A interpretação dos resultados apresentados na figura 5.1 mostra que o modelo *buffer stock* é adequado para estimar o nível ótimo para as reservas brasileiras. No período de análise deste trabalho, as reservas internacionais brasileiras estiveram no nível adequado, tendo em vista que em 89% das observações, a variação entre as reservas reais e as estimadas situou-se em patamar inferior a 30%, o que representa um montante aproximado de US\$ 10 bilhões.

Os resultados apresentados na figura 5.6 demonstram que o modelo FJ modificado produziu resultados muito semelhantes ao *buffer stock* e, portanto, também é

adequado para estimar o nível ótimo para as reservas brasileiras. No período de análise desta dissertação, também pelo modelo FJ modificado, as reservas internacionais brasileiras estiveram no nível adequado, tendo em vista que em 83% das observações, a variação entre as reservas reais e as estimadas situou-se em patamar inferior a 30%, o que representa um montante próximo de US\$ 10 bilhões.

Pela observação da média dos resultados, de cada um dos modelos, constata-se variação insignificante, um pouco superior 1%. Não é muito diferente, em relação ao valor máximo e é de pouco mais de 2% a variação entre os valores mínimos. Na soma total dos resultados estimados pelos modelos, a variação é ainda menor, menos de 0,5%.

Portanto, o modelo FJ modificado é adequado para estimar o nível ótimo para as reservas e para substituir o modelo *buffer stock*, no caso brasileiro, conforme pode ser observado ao longo do capítulo anterior.

Em ambos os modelos, o nível ótimo para as reservas internacionais do Brasil situa-se em torno de US\$ 45 bilhões (a mediana é de US\$ 45 bilhões e US\$ 44,9 bilhões, segundo o modelo FJ e FJ modificado, respectivamente), com uma margem de segurança de US\$ 10 bilhões. Ou seja, está entre US\$ 35 bilhões e US\$ 55 bilhões.

Percebe-se, nitidamente, que as necessidades de reservas internacionais são menores em regimes de câmbio flutuante (a partir de janeiro/1999) do que em regimes de câmbio fixo, como já observado por Silva Jr. e Silva (2004). Vide figuras 5.1 e 5.6.

Dado que o presente trabalho restringiu-se ao teste de cerca de doze séries diferentes para ampliar o modelo *buffer stock*, ou substituir alguma das variáveis do modelo original (o que acabou acontecendo), sugere-se que futuras pesquisas, baseadas em séries históricas de maior amplitude ou mesmo em outras não consideradas, busquem o desenvolvimento de metodologia inovadora, de forma a obter estimativas mais refinadas para o estabelecimento do nível adequado das reservas internacionais do Brasil, assim como a pesquisa

possa ser estendida para outros países que apresentem características semelhantes. Também, poderá ser testada, pela utilização de séries de maior abrangência temporal, se -efetivamente- o modelo proposto mantém-se adequado à projeção do nível adequado ótimo para as reservas internacionais brasileiras.

Outro ponto que mereceria um aprofundamento na sua investigação, no intuito de verificar causas e possíveis conseqüências, é a tendência crescente do nível ótimo apontado por ambos os modelos, nos últimos quatro anos da amostra. Talvez, a aplicação da Teoria de Valores Extremos²⁶ possa lançar alguma luz sobre a questão e, também, ajudar a responder dúvidas sobre o comportamento adequado do nível das reservas em momentos de crise.

²⁶ Para maiores detalhes, consultar Souza e Silva (1999), Danielsson e Vries (1997), Embrechts *et al* (1997), Kearns e Pagan (1997) e Diebold *et al* (1998).

VII. BIBLIOGRAFIA

- AIZENMAN, Joshua; LEE, Yeonho e RHEE, Yeongseop. ***International Reserves Management and Capital Mobility in a Volatile World: Policy Considerations and a Case Study of Korea***. National Bureau of Economic Research, working paper 10534. 2004, June.
- AIZENMAN, Joshua e MARION, Nancy. ***International Reserve Holdings with Sovereign Risk and Costly Tax Collection***. The Economic Journal, Volume 114, Pages 569-591. 2004, July.
- AIZENMAN, Joshua e LEE, Jaewoo. ***International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views, Theory and Evidence***. Washington: International Monetary Fund, Research Department. Mimeographed. 2006, March.
- ALESINA, A. e TABELLINI, G. ***A positive theory of fiscal deficits and government debt***. Review of Economic Studies, vol. 57, pp. 403–14. 1990.
- ANGARITA, David Fernando Lopes. ***Nivel óptimo de Reservas Internacionales y crisis Cambiaria en Colombia***. Trabalho de tese apresentado à Universidad de los Andes-Facultad de Economía - Programa de Economía para Graduados – PEG. República de Colombia - Departamento Nacional de Planeación -Dirección de Estudios Económicos - ARCHIVOS DE ECONOMÍA. Documento 306. 2006, 2 de Mayo de 2006.
- ARCHIBALD, G. C. e RICHMOND, J. ***On the Theory of Foreign Exchange Requirements***. Review of Economic Studies, 1971, April.
- BAR-ILAN, Avner; MARION, Nancy e PERRY, David. ***Drift Control of International Reserves***. University of Haifa Working Paper. 2004.
- BEN-BASSAT e GOTTLIEB. ***Optimal international reserves and sovereign risk***. Journal of International Economics. 1992.
- BOLLERSLEV, T. ***Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity***. Journal of Econometrics 31, pp. 307-327. 1986.
- BRANDT, Michael W. e JONES, Christopher S. ***Volatility Forecasting with Range-Based EGARCH models***. 2002.
- CABALLERO, R.J. e KRISHNAMURTHY, A. ***Emerging Market Crises: An Asset Markets Perspective***. Working paper 6843. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research. 1999.

- . **International Liquidity Management: Sterilization Policy in Illiquid Financial Markets.** Working paper 7740. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research. 2000.
- . **A ‘Vertical’ Analysis of Crises and Intervention: Fear of Floating and Ex Ante Problems.** Working paper 8428. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research. 2001.
- CABALLERO, Ricardo J. e PANAGEAS, Stavros. **Contingent Reserves Management: An Applied Framework.** NBER Working paper, nº. w10786. 2004a.
- . **Insurance and Reserves Management in a Model of Sudden Stops.** MIT mimeo. 2004b.
- CARNEIRO, Dionísio Dias e WU, Thomas Yen Hon. **Juros e Câmbio: haverá combinações de instrumentos menos desgastantes para as metas de inflação?** Departamento de Economia, PUC-RIO, texto para discussão nº 435. 2000, Dezembro.
- . **Câmbio, Juros e o Movimento de Reservas: faz sentido o uso de um “Quebra-Molas”?** Departamento de Economia, PUC-RIO, texto para discussão nº 459. 2002, Janeiro.
- CARRASQUILLA, Alberto. **Consideraciones sobre el manejo de las reservas internacionales.** Mimeo, Banco de la República. 1994.
- CHANG, R. e Velasco, A. **Liquidity Crises in Emerging Markets: Theory and Evidence.** Working paper 7272. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research. 1999.
- CHOW, G. **A model of Chinese national income determination.** Journal of Political Economy, 93, p. 782-792. 1985.
- CLARK, P. B. **Optimum International Reserves and the Speed of Adjustment.** Journal of Political Economy. 1970, March/April.
- CUKIERMAN, A.; EDWARDS, S. e TABELLINI, G. **Seigniorage and political instability.** American Economic Review, vol. 82, pp. 537–55. 1992.
- DANIELSSON, Jon e VRIES, Casper G. de. **Value-at-Risk and Extreme Returns.** Mimeo, Tinbergen Institute Rotterdam. 1997.
- DIAMOND, D. e DYBVIK, P. **Bank Runs, Liquidity and Deposit Insurance.** Journal of Political Economy 91, pp. 401-419. 1983.

- DIEBOLD, F. X.; SCHUERMAN, T. e STROUGHAIR, J. D. ***Pitfalls and Opportunities in the Use of Extreme Value Theory in Risk Management***. The Wharton School. Working Paper. 1998, October.
- DOOLEY, M.; FOLKERTS-LANDAU, D. e GARBER, P. ***An Essay on the Revived Bretton Woods System***. NBER Working paper n. 9971. 2003.
- DUARTE Jr., Ataíde Henrique. ***O Modelo de Velasco explica a Crise Cambial Argentina?*** Dissertação apresentada à Universidade Católica de Brasília para obtenção do título de Mestre em Economia de Empresas. Dezembro de 2003.
- EDWARDS, Sebastian. ***The Demand for International Reserves and Exchange Rate Adjustments: The Case of LDCs, 1964-1972***. *Econometrica*, New Series, v.50, n.199, p.269-280. 1983.
- ELBADAWI, I. A. ***The Sudan demand for international reserve: a case of a labour-exporting country***. *Economica*, 57, p. 73-89. 1990.
- EMBRECHTS, P.; KLÜPPELBERG, C. e MIKOSCH, T. ***Modelling Extremal Events for Insurance and Finance***. Springer. 1997.
- ENGLE, R. F. ***Autoregressive conditional heteroscedasticity with the estimates of the variance of United Kingdom inflation***. *Econometrica* 50, pp. 987-1006. 1982.
- FLOOD, Robert e GARBER, Peter. ***Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples***. *Journal of International Economics*, 17(1):1-13. 1984.
- FLOOD, Robert e MARION, Nancy. ***Holding International Reserves in an Era of High Capital Mobility***. IMF working paper – SP/02/62. 2002.
- FORD, J. L. e HUANG, Guobo. ***The Demand for International Reserves in China: An ECM Model with Domestic Monetary Disequilibrium***. The London School of Economics and Political Science, *Economica*, New Series, vol.61, n.243, p.379-397. 1994, August.
- FRANKEL, Jeffrey e ROSE, Andrew. ***Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment***. *Journal of International Economics*, v.41, p.351-366. 1996.
- FRENKEL, Jacob e JOVANOVIĆ, Boyan. ***Optimal International Reserves: A Stochastic Framework***. *Economic Journal*, 91, pp. 507-514. 1981, June.

- GARCÍA, Pablo e SOTO, Claudio. **Large hoardings of international reserves: are they worth it?** Paper provided by Central Bank of Chile, Working Papers Central Bank of Chile, number 299. 2004, December.
- Gerencia Técnica del Banco de la República. **Análisis del nivel adecuado de Reservas Internacionales.** <http://www.banrep.gov.co/economia/notasedi/ano2003/Separata-Nivel-Adecuado-Reservas-Internacionales.pdf>. 2003. Recuperado em 20 de fevereiro de 2004.
- GRANJER, W. e ENGLE, R. **Cointegration and error correction representation, estimation and testing.** *Econometrica* # 55, p.251-276. 1987.
- GRANJER, C. e NEWBOLD, P. **Spurious regressions in econometrics.** *Journal of econometrics*, # 2, p.111-120. 1974.
- GRIMES, Arthur. **International Reserves under Floating Exchange Rates: Two Paradoxes Explained.** *The Economic Record*, v.69, n.207, p.411-415. 1993.
- HALDANE, Andrew; HOGGARTH, Glenn; SAPORTA, Victoria. **Assessing Financial System Stability, Efficiency and Structure at the Bank of England.** BIS Papers, n.1, 2001.
- HAMADA, Koichi e UEDA, Kazuo. **Random Walks and the Theory of the Optimal International Reserves.** *The Economic Journal*, p.722-742. 1977.
- HELLER, H. R. **Optimal international reserves.** *Economic Journal*, 76, pp. 296-311. 1966.
- HOEVEN, N. Van Der. **The Probability to Select the Correct Model Using Likelihood - Ratio Based Criteria in Choosing Between Two Nested Models of Which the More Extended One is True.** *Journal of Statistical Planning and Inference*. 2004.
- HORNE, Jocelyn e NAHM, Daehoon. **International Reserves and Liquidity: A Reassessment.** Macquarie University research paper. 2000.
- IYOHA, Milton A. **Demand for International Reserves in Less Developed Countries: a Distributed Lag Specification.** *The Review of Economics and Statistics*, p.351-355. 1976.
- JEANNE, Olivier e RANCIÈRE, Romain. **The Optimal Level of International Reserves For Emerging Market Countries: Formulas and Applications.** IMF, Research Department. 2005, April 27.

- JEANNE, O. e WYPLOSZ, C. ***The International Lender of Last Resort: How Large is Large Enough?*** Working paper 8381. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research. 2001.
- JOHANSEN, S. ***Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models.*** *Econometrica*, v. 59, p. 551-1580, 1991.
- KEARNS, P. e PAGAN, A. R. ***Estimating the Tail Density Index for Financial Time Series.*** *Review of Economics and Statistics*, 79, 171-175. 1997.
- KELLY, M. G. ***The Demand for International Reserves.*** *American Economic Review*. 1970, September.
- KENEN, P. e YUDIN, E. ***The Demand for International Reserves.*** *Review of Economics and Statistics*. 1965, August.
- KOHLSCHEEN, Emanuel e O'CONNELL, Stephen. ***Sovereign Debt Recontracting: The Role of Trade Credit and Reserves.*** Stockholms Universitet – doctoral thesis. 2004.
- KRUGMAN, Paul. ***A model of Balance-of-Payments Crises.*** *Journal of Money, Credit and Banking*, 11(3):311-325. 1979.
- LEE, Jaewoo. ***Insurance Value of International Reserves: An Option Pricing Approach.*** International Monetary Fund (IMF), Working Paper, nº. 04/175. 2004.
- LICHTBUER, Pierre C. ***Overview of Reserve Management by Central Banks.*** Administración de Reservas Internacionales en la Banca Central, org. by Cemla. 1994.
- NELSON, D.B. ***Conditional Heteroskedasticity in Asset Pricing: A New Approach.*** *Econometrica*, 59, pp. 347-370. (1991).
- NISHIJIMA, Shoji e TONOOKA, Eduardo Kiyoshi. ***CRISE CAMBIAL BRASILEIRA – Fundamentos vs. Ataque auto-realizável.*** <http://www.rieb.kobe-u.ac.jp/~nisijima/Review1999.PDF> RIEB, Kobe University. 2000.
- OLIVEROS, C. Hugo e VARELA, Carlos B. ***Consideraciones sobre el nivel optimo de reservas internacionales.*** Borradores Semanales de Economía, No. 5, Banco de la República. 1994.
- ÖZDEMİR, K. Azim. ***Optimal International Reserves Behavior for Turkey.*** June 2004.

- PASTORE, Affonso Celso e PINOTTI, M.C. **Os Juros e as Reservas**. www.econofinance.com/papers/pastore.htm. OESP – edição 9 de setembro de 1998.
- RAMACHANDRAN, M. **The optimal level of international reserves: evidence for India**. 2003, November.
- SACHS, J.; TORNELL, A. e VELASCO, A. **Financial Crisis in Emerging Markets: The Lessons from 1995**. Brookings Papers on Economic Activity, 1: 147–98. 1996.
- SALMAN, Ferhan e SALIH, Aslihan. **Modeling the Volatility in the Central Bank Reserves**. Research paper of Central Bank of Turkey. 1999.
- SARGAN, J. e BHARGAVA, A. **Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk**. *Econometrica* # 51, p.153-174. 1983.
- SILVA Jr., Antonio Francisco de Almeida da; CAJUEIRO, Daniel Oliveira e YONEYAMA, Takashi. **Dívida pública, reservas cambiais e estratégia ótima em eventos de crises financeiras**. IX Prêmio Tesouro Nacional, pp. 17-74. 2004.
- SILVA Jr., Antonio Francisco de Almeida da e SILVA, Erica Domingos da. **Optimal International Reserves Holdings in Emerging Markets Economies: the Brazilian Case**. 2004.
- SILVA Jr., Antonio Francisco de Almeida da; CAJUEIRO, Daniel Oliveira e YONEYAMA, Takashi. **Intervenções Cambiais em Crises - Uma Abordagem de Controle Estocástico com Impulso para o Banco Central do Brasil**. Instituto Tecnológico de Aeronáutica, S. José dos Campos, SP - Tese de doutorado, pp. 105-125. 2005.
- SOTO, Robert; REBOLLEDO, Paúl e ZANABRIA, Paúl. **Acerca del nivel adecuado de reservas en Peru**. VI Reunión sobre Administración de Reservas Internacionales. Lima, Perú. 2005, maio.
- SOUZA, Luiz Alvares Rezende de e SILVA, Marcos Eugênio da. **Teoria de Valores Extremos para Cálculo de VaR**. <http://www.risktech.com.br/PDFs/var-evt.pdf>. 1999, Junho.
- TSAY, Ruey S. **Analysis of Financial Time Series**. 2002.
- TURNER, Philip e MORENO, Ramon. **The Adequacy of Foreign Exchange Reserves and Balance Sheet Considerations**. Artigo distribuído no BIS/BCB Workshop on Financial Risk Management in Central Banks, Brasília. 2004, November.

- URRUTIA, Miguel. ***El Manejo Reciente de las Reservas Internacionales de Colombia***. Nota Editorial, Revista del Banco de la República. 2003, septiembre.
- VARELA, Carlos. ***Análisis del Nivel Adecuado de Reservas Internacionales***. FLAR's Seminar on Internacional Reserves Holdings. Lima, Perú. 2004, outubro.
- VELASCO, Andres. ***Fixed exchange rates: Credibility, flexibility and multiplicity***. European Economic Review 40, p. 1023-1035. 1996.
- WIJNHOLDS, J. Onno de Beaufort e KAPTEYN, Arend. ***Reserve Adequacy in Emerging Markets Economies***. IMF Working Paper 01/143, 2001, September.
- WILLIAMSON, J. H. ***Surveys and Applied Economics: International Liquidity***. Economic Journal, vol.83, nº 331. 1973, September.