

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

GUILHERME RICARDO DOS SANTOS SOUZA E SILVA

ESTUDO DAS VARIAÇÕES CAMBIAIS NO BRASIL:
UMA ANÁLISE BASEADA EM EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS
RECENTES

CURITIBA
2008

GUILHERME RICARDO DOS SANTOS SOUZA E SILVA

ESTUDO DAS VARIAÇÕES CAMBIAIS NO BRASIL:
UMA ANÁLISE BASEADA EM EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS
RECENTES

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Departamento de Economia, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como parte das exigências para a obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Econômico.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Luiz Curado

CURITIBA

2008

TERMO DE APROVAÇÃO

GUILHERME RICARDO DOS SANTOS SOUZA E SILVA

**ESTUDO DAS VARIAÇÕES CAMBIAIS NO BRASIL:
UMA ANÁLISE BASEADA EM EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS RECENTES**

Dissertação aprovada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre no Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Paraná, pela seguinte banca examinadora:

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Luiz Curado
Departamento de Economia, UFPR

Prof. Dr. Flavio Vilela Vieira
Instituto de Economia, UFU

Prof. Dr. Jose Gabriel Porcile Meirelles
Departamento de Economia, UFPR

Curitiba, 26 de novembro de 2008

Aos meus pais, Joel e Mail.

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Joel e Mail, pelo apoio e incentivo que sempre me deram.

Ao professor Marcelo Luiz Curado, pela orientação, pelas excelentes observações em relação ao desenvolvimento deste trabalho e pelas aulas da disciplina de Tópicos Avançados em Macroeconomia, que aumentaram o interesse pelo tema abordado nesta dissertação.

Aos professores Jose Gabriel Porcile Meirelles e Flavio Vilela Vieira, membros da Banca Examinadora, pelos comentários e sugestões que contribuíram para o aperfeiçoamento deste trabalho.

Ao doutorando Fernando Motta Correia, pela amizade e pela grande colaboração na realização deste trabalho.

Aos colegas de mestrado que participaram junto comigo nesta jornada, em especial a Marcos Aurélio Andrade Rocha e Túlio Moreno Sávio, pela amizade, companheirismo e conversas que auxiliaram o desenvolvimento desta dissertação.

À todos os professores da Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da UFPR, pelas aulas ministradas e pelos conhecimentos transmitidos ao longo do curso.

Ao professor José Luis da Costa Oreiro, pelos conhecimentos compartilhados e por me dar a oportunidade de trabalhar no Boletim Economia & Tecnologia da UFPR.

Aos funcionários da Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da UFPR, pelo auxílio e colaboração prestados.

À Priscila Tiboni, pelo apoio e incentivo fundamentais para a conclusão deste trabalho.

RESUMO

Este trabalho avalia as variações da taxa de câmbio no Brasil, com o objetivo de identificar o grau de influência dos principais fatores que explicam essas variações. O estudo é baseado na análise de dados empíricos da economia brasileira entre janeiro de 2003 e março de 2008, utilizando ferramentas econométricas específicas para a avaliação de séries temporais. O modelo adotado de determinação do câmbio é uma adaptação da paridade descoberta da taxa de juros, que considera as variações cambiais como consequência principalmente das variações no diferencial entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional, e das variações no prêmio de risco dos títulos domésticos. Os resultados obtidos, para o período considerado, sugerem que a própria variação cambial defasada e a variação do prêmio de risco foram os principais determinantes das variações na taxa de câmbio. Dessa forma, a política monetária, no que se refere à fixação da taxa de juros doméstica, teria menor influência no período considerado pelo estudo. A importância da variação cambial defasada como fator explicativo parece destacar a relevância dos valores passados de uma variável na formação das expectativas futuras para o valor da mesma. A influência do prêmio de risco, aqui representado pelo risco-país, parece indicar a relevância da situação internacional e das variáveis macroeconômicas que modificam o posicionamento da economia brasileira no cenário econômico mundial para o entendimento das variações cambiais.

Palavras-Chave: Taxa de câmbio. Variações cambiais. Paridade descoberta da taxa de juros. Risco-país.

ABSTRACT

This work analyzes the exchange rate variations in Brazil, trying to identify the factors that explain them and the importance of each one of these determinants in the variations. The work is based on the analysis of empirical data from Brazilian economy between January 2003 and March 2008, utilizing specific econometric tools to time series analysis. The model of exchange rate determination adopted is an adaptation of the uncovered interest parity, which considers the variations of the exchange rate dependent mainly on the variations in the interest rate differentials and in the risk premium of domestic bonds. The results obtained, for the considered period, suggest that the lagged variance of the exchange rate and the risk premium were the main determinants of the exchange rate variations. In this way, the monetary policy, in which refers to the specification of the domestic interest rate, would impact the variations in a minor relevance for the period considered. The importance of the lagged exchange rate as an explanation for the exchange rate variations seems to emphasize the relevance of the past values of a variable in the determination of the future expected value of this variable. The influence of the risk premium, here represented by the country-risk, seems to indicate the relevance of the international situation and the macroeconomic variables which modify the position of the Brazilian economy in the world economic scenario to understand the exchange rate variations.

Key-Words: Exchange rate. Exchange rate variations. Uncovered interest parity. Country-risk.

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - SALDO EM TRANSAÇÕES CORRENTES, 1999 - 2007, EUA.....	26
GRÁFICO 2 - VARIAÇÃO (%) DAS TAXAS DE CÂMBIO NOMINAIS ENTRE O DÓLAR E MOEDAS SELECIONADAS, JAN. 1999 - MAR. 2008.....	27
GRÁFICO 3 - VARIAÇÃO (%) DAS TAXAS DE CÂMBIO NOMINAIS ENTRE O DÓLAR E MOEDAS SELECIONADAS, JAN. 2003 - MAR. 2008.....	30
GRÁFICO 4 - INFLAÇÃO ACUM., JAN. 1999 - MAR. 2008, EUA E BRASIL	30
GRÁFICO 5 - TAXAS DE CÂMBIO REAL E NOMINAL, JAN. 1999 - MAR. 2008, BRASIL	31
GRÁFICO 6 - TAXA DE CÂMBIO NOMINAL (R\$/US\$), JAN. 1998 - DEZ. 2000	47
GRÁFICO 7 - TAXA DE CÂMBIO NOMINAL (R\$/US\$), JAN. 2001 - DEZ. 2002	50
GRÁFICO 8 - TAXA DE CÂMBIO NOMINAL (R\$/US\$), JAN. 2003 - MAR. 2008....	52
GRÁFICO 9 - BALANÇA COMERCIAL, BRASIL, JAN. 2003 - MAR. 2008	53
GRÁFICO 10 - SALDO EM TRANSAÇÕES CORRENTES, BRASIL, JAN. 2003 - MAR. 2008	54
GRÁFICO 11 - VARIAÇÃO DO CÂMBIO NOMINAL, DIFERENCIAL DE JUROS E RISCO-PAÍS.....	70
GRÁFICO 12 - FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DO CÂMBIO – MODELO UIP ADAPTADO.....	75
GRÁFICO 13 - VARIAÇÃO DO SALDO DA BALANÇA COMERCIAL	82
GRÁFICO 14 - FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DO CÂMBIO NOMINAL – EXTENSÃO DO MODELO	85

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 - TAXAS DE CONVERSÃO ENTRE MOEDAS SELECIONADAS E OURO.....	16
---	----

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA (<i>ADF</i>) – MODELO UIP ADAPTADO.....	70
TABELA 2 - TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN - UNRESTRICTED COINTEGRATION RANK TEST (TRACE).....	71
TABELA 3 - TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN - UNRESTRICTED COINTEGRATION RANK TEST (MAXIMUM EIGENVALUE).....	71
TABELA 4 - CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE DEFASAGEM DO VAR – MODELO UIP ADAPTADO.....	72
TABELA 5 - TESTE <i>GRANGER CAUSALITY/BLOCK EXOGENEITY WALD</i> – MODELO UIP ADAPTADO	73
TABELA 6 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA (%), CÂMBIO NOMINAL – MODELO UIP ADAPTADO.....	77
TABELA 7 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA (<i>ADF</i>) – EXTENSÃO DO MODELO	83
TABELA 8 - CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DE DEFASAGEM DO VAR – EXTENSÃO DO MODELO	83
TABELA 9 - TESTE <i>GANGER CAUSALITY/BLOCK EXOGENEITY WALD</i> – EXTENSÃO DO MODELO.....	84
TABELA 10 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA (%), CÂMBIO NOMINAL – EXTENSÃO DO MODELO.....	86

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	11
2	CONSIDERAÇÕES SOBRE A EVOLUÇÃO DO SISTEMA FINANCEIRO E MONETÁRIO INTERNACIONAL.....	15
2.1	O PADRÃO-OURO	15
2.2	O SISTEMA BRETTON WOODS.....	17
2.3	O PERÍODO PÓS BRETTON WOODS	20
2.4	O CENÁRIO INTERNACIONAL CONTEMPORÂNEO.....	25
3	REFERENCIAL TEÓRICO	33
3.1	TAXAS DE CÂMBIO NOMINAL E REAL	33
3.2	PARIDADE DO PODER DE COMPRA.....	34
3.3	PARIDADE COBERTA DA TAXA DE JUROS (CIP).....	35
3.4	PARIDADE DESCOBERTA DA TAXA DE JUROS (UIP)	36
3.5	OUTRAS REFERÊNCIAS TEÓRICAS SOBRE TAXAS DE CÂMBIO .	38
3.5.1	Modelos monetários e câmbio de equilíbrio no longo-prazo.....	39
3.5.2	Taxa de câmbio real e variação relativa da produtividade	41
3.5.3	Medo de flutuar (<i>Fear of floating</i>).....	41
4	COMPORTAMENTO RECENTE DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL	43
4.1	INTRODUÇÃO.....	43
4.2	A FLUTUAÇÃO DO CÂMBIO EM 1999	45
4.3	O PERÍODO JAN.2001 A DEZ.2002.....	48
4.4	O PERÍODO JAN.2003 A MAR.2008.....	51
5	ANÁLISE EMPÍRICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL.....	55
5.1	TRABALHOS EMPÍRICOS SOBRE TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL .	56
5.2	O MODELO.....	58
5.3	METODOLOGIA	60
5.3.1	Processos Estacionários.....	61
5.3.2	Co-integração	63
5.3.3	A Metodologia VAR.....	64
5.4	BASE DE DADOS.....	67
5.5	APLICAÇÃO DOS TESTES NO MODELO UIP ADAPTADO	69

5.6	AVALIAÇÃO DOS RESULTADOS.....	77
5.7	APLICAÇÃO DOS TESTES NA EXTENSÃO DO MODELO UIP ADAPTADO INCLUINDO A BALANÇA COMERCIAL	81
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	88
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	90

1 INTRODUÇÃO

Esta dissertação tem o objetivo de estudar as variações da taxa de câmbio no Brasil, procurando identificar os principais fatores que as explicam e a importância de cada um deles como determinante dessas variações.

O interesse pelo estudo do câmbio se justifica pela relevância dessa variável no sistema econômico, em especial por seus efeitos distributivos e por seu impacto sobre o comércio exterior e sobre o nível de preços.

Em termos teóricos e acadêmicos o câmbio também é um assunto de grande interesse. Nesse caso, entretanto, existem divergências entre as diversas correntes de pensamento sobre a real importância desta variável sobre o sistema econômico.

Principalmente a partir do início da década de 1980 o volume de transações internacionais aumentou de maneira bastante significativa. Tanto o comércio de bens e serviços, como as transações financeiras e a negociação de ativos entre países apresentaram enormes taxas de crescimento. É evidente que estas transações, por ocorrerem entre países com diferentes moedas, fazem com que o estudo das taxas de câmbio torne-se ainda mais relevante.

Dessa forma, as economias capitalistas passaram a sofrer um rápido e intenso processo de internacionalização, com a redução dos custos de transportes e o desenvolvimento de tecnologias de comunicações e informática. Esse fenômeno ficou popularmente conhecido como *globalização*, termo originário do mundo jornalístico.

Durante o período de 1950 a 2006, segundo a Organização Mundial do Comércio¹, as exportações cresceram em média 6% ao ano e o comércio internacional de manufaturas apresentou um crescimento da ordem de 60 vezes. Além do comércio internacional de mercadorias e serviços, as transações financeiras internacionais apresentaram taxas de crescimento ainda mais impressionantes.

De fato, a liberalização dos mercados financeiros permitiu a constituição de um “megamercado” financeiro mundial, no qual o volume diário de transações cambiais se expandiu a uma taxa de 30% ao ano nos anos 1980, alcançando a cifra de US\$ 1 trilhão em 1992. (CANUTO E LAPLANE, 1995).

¹ WORLD TRADE ORGANIZATION: **International Trade Statistics 2007** - Chart 3

Em função disso, alguns autores passaram a considerar o conceito de globalização financeira, que segundo Plihon (1995, p. 61), pode ser entendido como “a instauração de um mercado unificado do dinheiro em âmbito planetário. Isto significa que as empresas multinacionais industriais e financeiras podem contratar empréstimos ou aplicar fundos sem limites onde e quando queiram, recorrendo a todos os instrumentos financeiros existentes”.

Se as transações financeiras internacionais cresceram tanto nos últimos anos e grande parcela desses movimentos não possuem relação direta com o comércio de bens e serviços, é possível considerar que as taxas de câmbio venham sofrendo forte influência dos movimentos especulativos e de curto prazo. De fato, “estima-se que cerca de 15% das transações cambiais dizem respeito ao comércio de bens e serviços e investimentos em ativos de longo prazo, e 85% correspondem a operações de especulação, cobertura de risco e investimento em carteira de curto prazo” (CANUTO E LAPLANE, 1995, p. 32).

Assim, os aspectos apresentados suscitam uma série de dúvidas em relação aos determinantes da taxa de câmbio e ao seu processo de formação; dúvidas que esta dissertação pretende investigar e discutir. Esses mesmos aspectos, além disso, evidenciam a importância das taxas de câmbio no ambiente globalizado da economia mundial e justificam os estudos para um melhor entendimento desta questão.

Com esse objetivo, o presente trabalho analisa as variações cambiais utilizando dados empíricos da economia brasileira. A avaliação é feita a partir de um conjunto de exercícios econométricos, com base nos desenvolvimentos de séries temporais e vetores auto-regressivos (VAR). Através da análise das funções impulso-resposta são avaliados os efeitos sobre a taxa de câmbio de choques nas variáveis que a determinam. Adicionalmente, a análise da decomposição da variância apresenta o poder explicativo dos fatores considerados em relação às variações cambiais. Os ensaios são feitos para o período entre janeiro de 2003 e março de 2008.

A partir dos resultados obtidos nos testes econométricos, o trabalho procura contribuir com o debate a respeito da influência da política monetária e do cenário internacional sobre a taxa de câmbio. De fato, especialmente a partir do início do ano de 2003, a taxa de câmbio passou a ocupar uma posição de destaque nos debates econômicos.

Nesse sentido foi possível observar a formação de dois grupos com opiniões distintas em relação à taxa de câmbio no Brasil. Um primeiro grupo defendendo que o câmbio estava “artificialmente” apreciado, principalmente em função do diferencial de juros entre os títulos brasileiros e os títulos norte-americanos, o que levava a uma grande entrada de dólares na economia brasileira em busca de ganhos de arbitragem no curto-prazo. E o segundo grupo acreditando que a taxa de câmbio estava apreciada especialmente pela melhoria da posição da economia brasileira no cenário internacional, garantida, sobretudo, por expressivos e constantes superávits na balança comercial. É importante destacar que a taxa de câmbio é um assunto controverso, por influenciar diretamente a distribuição da riqueza entre os agentes econômicos.

A dissertação está dividida em seis capítulos, iniciando com a presente introdução, que apresenta os objetivos e as justificativas do estudo realizado.

O segundo capítulo trata do cenário internacional contemporâneo. Inicialmente é apresentada a evolução do sistema monetário internacional e das taxas de câmbio, desde a implementação do denominado padrão-ouro até os dias atuais, em que a maioria dos países adota regimes de câmbio flutuantes. Em seguida é discutida a situação da economia dos Estados Unidos da América e do dólar americano em relação à moedas selecionadas, o euro, o iuane chinês e o iene japonês. Evidentemente também é avaliado o comportamento do dólar em relação ao real brasileiro, já que o foco do estudo é a economia brasileira.

O terceiro capítulo apresenta o referencial teórico da dissertação. A taxa de câmbio é um tema relevante na ciência econômica, que apresenta diversas teorias sobre o seu processo de formação. Entre as teorias apresentadas, destacam-se a paridade do poder de compra, a paridade coberta da taxa de juros e a paridade descoberta da taxa de juros. Adicionalmente são discutidos os modelos monetários e taxa de equilíbrio de longo-prazo, a taxa de câmbio real e a variação relativa da produtividade e o medo de flutuar.

O quarto capítulo trata do comportamento da taxa de câmbio no Brasil. De maneira resumida, é discutida a questão cambial desde o período colonial até o ano de 1999, quando passou-se a adotar o regime de câmbio flutuante no país. A partir de então são apresentados mais detalhadamente os principais eventos que influenciaram as variações cambiais.

O quinto capítulo apresenta a análise empírica da taxa de câmbio no Brasil. Inicialmente são discutidas a escolha do modelo teórico, que parte da paridade descoberta da taxa de juros, e as adaptações necessárias em tal modelo para a aplicação dos testes econométricos. Uma vez estabelecido o modelo, são apresentadas a metodologia e as ferramentas utilizadas para análise dos dados. A origem dos dados e o período de abrangência são discutidos em seguida. Finalmente são mostrados todos os passos para a execução dos testes econométricos e os resultados obtidos. O capítulo é finalizado com a análise e discussão dos resultados obtidos nos testes.

Finalmente, o sexto e último capítulo da dissertação apresenta a conexão entre os diversos assuntos tratados ao longo do trabalho, a conclusão do estudo e as reflexões a respeito do tema abordado.

2 CONSIDERAÇÕES SOBRE A EVOLUÇÃO DO SISTEMA FINANCEIRO E MONETÁRIO INTERNACIONAL

Este capítulo tem o objetivo de apresentar, de maneira resumida, a evolução do sistema financeiro e monetário internacional e a situação atual do cenário econômico mundial.

Conforme mencionado no capítulo anterior, a economia encontra-se em uma fase de intensa internacionalização, em que as barreiras ao comércio de bens e à movimentação de capitais vem se tornando cada vez menores. Em função disso, para avaliarmos a taxa de câmbio no Brasil, foco principal de estudo deste trabalho, temos também que voltar nossa atenção para o entendimento do cenário mundial atual e do papel dos principais países na economia global. Nesse sentido, este capítulo apresenta uma discussão a respeito da situação da economia internacional contemporânea, com destaque para a economia norte-americana, uma vez que o meio de troca e reserva de valor internacional, o dólar americano, é a moeda deste país.

Antes da avaliação do cenário atual, no entanto, será apresentado o histórico da evolução do sistema financeiro e monetário internacional.

2.1 O PADRÃO-OURO

Para a compreensão do funcionamento do sistema monetário internacional e das taxas de câmbio, iniciaremos a discussão com a revisão do denominado padrão-ouro.

De acordo com Eichengreen (2000), o padrão-ouro foi um sistema internacional de taxas de câmbio fixas. O surgimento e a operação do sistema foram possíveis, principalmente, devido ao contexto histórico específico da época de sua implementação e em função de diversas decisões autônomas dos governos nacionais.

O padrão-ouro, como instituição legal, foi criado em 1819 quando o parlamento inglês aprovou o *Resumption Act*. O *Resumption Act* pode ser entendido como a lei que exigia que o Banco da Inglaterra voltasse a assumir a obrigação de trocar notas bancárias por ouro, prática que havia sido interrompida após as Guerras

Napoleônicas. Posteriormente, o padrão ouro foi adotado pela Alemanha, Dinamarca, Holanda, Noruega e Suécia, entre outros países europeus.

No padrão-ouro todos os países participantes relacionam suas moedas ao ouro, de forma que fica estabelecida uma taxa de conversão entre a moeda doméstica e o metal. Dessa forma, a adoção deste padrão leva ao estabelecimento de taxas de câmbio fixas entre todas as moedas. A título de exemplo, o quadro 1 apresenta as taxas de conversão entre o ouro e as moedas de países selecionados que vigoraram durante o funcionamento do sistema.

País	Moeda	Taxa de Conversão
Reino Unido	<i>sterling pound</i>	1 pound para 7,32g de ouro
Holanda	<i>guilder</i>	1 guilder para 0,60561g de ouro
Portugal	<i>réis</i>	1.000 réis para 1,62585g de ouro
Alemanha	<i>goldmark</i>	2.790 goldmarks para 1,0 kg de ouro
Japão	<i>yen</i>	1 yen para 1,5g de ouro
Estados Unidos	<i>dollar</i>	20,67 dollars para 1,0 troy oz de ouro
Espanha	<i>peseta</i>	31 pesetas para 9,0g de ouro
Rússia	<i>rouble</i>	31 roubles para 24,0g de ouro

QUADRO 1 – TAXAS DE CONVERSÃO ENTRE MOEDAS SELECIONADAS E O OURO
 FONTE: O autor (2008) a partir de BAINES, D. (2003).

Segundo Eichengreen (2000), a estabilidade do padrão-ouro nos países da Europa ocidental entre 1870 e 1913 foi possível somente devido ao papel assumido pelo Reino Unido como centro financeiro do sistema. Além disso, o crescimento do comércio internacional e a abertura dos mercados possibilitavam o mecanismo de ajuste característico do padrão-ouro. Um outro ponto importante que contribuiu para o adequado funcionamento do sistema era a relativa independência de que desfrutavam os governos em relação à necessidade de adequar a política monetária ao crescimento econômico e ao nível de emprego, de forma que a prioridade podia ser a manutenção da conversibilidade das moedas em ouro.

O início da Primeira Guerra Mundial, no entanto, deflagrou a instabilidade do padrão-ouro, uma vez que o governo Britânico suspendeu a conversibilidade das notas do Banco da Inglaterra em ouro para financiar as operações de guerra, assim

como já havia ocorrido em outros conflitos importantes. A libra esterlina, que na época era a moeda reconhecida como principal reserva de valor, vinha perdendo prestígio e ao final da guerra já não ocupava a mesma posição no cenário internacional com a ascensão da economia norte-americana. Também ao final da Primeira Guerra Mundial, a Alemanha, que havia perdido muito do seu ouro em reconstruções, não pôde manter a conversibilidade de sua moeda.

No período entre as guerras, houve a tentativa de retorno ao padrão ouro, com o Reino Unido restabelecendo a conversão da libra esterlina em ouro em 1925. Entretanto, o aumento na demanda por ouro para conversão causou o desequilíbrio entre os preços dos bens e do metal, gerando efeitos depressivos para a economia e fazendo com que o governo Britânico abandonasse o padrão-ouro em setembro de 1931. A Suécia deixou o padrão-ouro em outubro do mesmo ano e os outros países europeus seguiram o mesmo caminho em seguida. Mesmo o governo norte-americano, que detinha a maior parte das reservas em ouro, elevou a taxa de conversão do dólar em ouro de aproximadamente US\$20,00 por onça para US\$ 35,00 por onça.

A partir da crise de 1929 a prioridade dos governos passou a ser recuperar-se da Grande Depressão, de forma que os instrumentos de política monetária deveriam ser utilizados majoritariamente para tal fim. Essa situação dificultava a manutenção da conversão das moedas em ouro e das taxas de câmbio fixas, diminuindo a credibilidade do sistema e levando a impossibilidade da manutenção do padrão-ouro.

2.2 O SISTEMA BRETTON WOODS

Em julho de 1944, representantes de 44 nações reuniram-se no *Mount Washington Hotel* em Bretton Woods, New Hampshire, para a Conferência Monetária e Financeira das Nações Unidas. Durante as primeiras três semanas de julho os delegados deliberaram e assinaram o denominado acordo de Bretton Woods.

O acordo visava à constituição do sistema Bretton Woods de gerenciamento econômico internacional. No sistema seriam estabelecidas as regras para as relações comerciais e financeiras entre as principais nações industrializadas do

mundo. O objetivo era a reconstrução do capitalismo mundial após o término da Segunda Guerra Mundial.

O sistema Bretton Woods criou duas importantes instituições internacionais, o Fundo Monetário Internacional (FMI) e o Banco Internacional para a Reconstrução e Desenvolvimento (BIRD), que posteriormente foi dividido entre o Banco Mundial e o Banco para Investimentos Internacionais.

Segundo Eichengreen (2000, p. 131), o sistema de Bretton Woods afastou-se em três aspectos fundamentais do padrão ouro, avaliado na seção anterior. Primeiro, “o câmbio fixo tornou-se ajustável, sujeito a condições específicas”. Segundo, “aceitavam-se controles para limitar os fluxos de capital internacional”. Terceiro, a constituição do Fundo Monetário Internacional, “para monitorar as políticas econômicas nacionais e oferecer financiamento para equilibrar os balanços de pagamentos de países em situação de risco”.

Estes três aspectos tinham o objetivo de solucionar alguns dos principais problemas enfrentados pelos formuladores de política econômica nos anos 20 e 30. O câmbio ajustável era um instrumento para eliminar déficits no balanço de pagamentos. Os controles de capital tinham o objetivo de limitar os movimentos de capitais voláteis que desestabilizaram as economias domésticas no período entre as guerras mundiais. O FMI tinha o objetivo de monitorar as políticas econômicas dos países, e dispendo de recursos financeiros, poderia penalizar os governos que desestabilizassem o sistema financeiro internacional e auxiliar os países que estivessem sofrendo os efeitos negativos da desestabilização. Esses três instrumentos, no entanto, não funcionaram como esperado, de acordo com Eichengreen. Somente os controles de capital funcionaram conforme o planejado.

Dois participantes de destaque na conferência de Bretton Woods foram os representantes da Grã-Bretanha, John Maynard Keynes, naquele momento já grande nome da teoria econômica e consultor do ministro das finanças britânico, e dos Estados Unidos, Harry Dexter White, economista do tesouro norte-americano. Os dois foram responsáveis pela apresentação de planos para o sistema Bretton Woods, sendo que a principal diferença entre os planos de Keynes e de White estava nas obrigações que eles impunham aos países credores na flexibilidade das taxas de câmbio e na mobilidade de capital por eles admitidas.

Os acordos de Bretton Woods exigiam a existência de uma economia central dominante para o gerenciamento do sistema. Nesse sentido, os Estados Unidos

surgiram como líder natural, uma vez que após a Segunda Guerra Mundial a economia norte-americana emergiu como a mais forte do mundo. A vantagem econômica dos Estados Unidos no período da conferência era indiscutível, até porque a Europa e o Japão foram as regiões mais devastadas pela Segunda Guerra Mundial.

Esta condição garantiu ao dólar americano o status de principal moeda e reserva de valor internacional. Em relação a essa questão, Eichengreen (2000, p.158), afirma que:

Os governos e bancos centrais complementavam suas reservas em ouro com divisas estrangeiras, principalmente com o acúmulo de dólares, o que refletia a posição dominante dos Estados Unidos no comércio e finanças internacionais, e os grandes estoques americanos de ouro. Em seu balanço de pagamentos, os Estados Unidos podiam incorrer em déficits de tamanho equivalente ao montante de dólares que os governos e bancos centrais estrangeiros desejavam adquirir.

Com o passar do tempo, no entanto, os Estados Unidos começaram a perder a hegemonia no cenário internacional. Por volta da metade dos anos 60, os países europeus e o Japão voltavam a se tornar grandes potências econômicas. O total de reservas destas nações já começava a superar as reservas norte-americanas, e maiores níveis de crescimento econômico e comércio diminuíram consideravelmente o *gap* entre os Estados Unidos e tais países.

Em função disso, começou a crescer a insatisfação dos governos com a situação dominante e privilegiada dos Estados Unidos na economia internacional e do dólar como principal moeda no contexto mundial. O então presidente da França, Charles De Gaulle, foi um dos grandes críticos ao papel do dólar como moeda de reserva internacional, por vezes chegando a ameaçar liquidar os saldos em dólares nas contas do governo francês.

Além de De Gaulle, o economista belga Robert Triffin apresentou o problema denominado “dilema de Triffin”, que alertava sobre a tendência do sistema de Bretton Woods de reagir ao excesso de demanda por reservas com o crescimento de saldos em dólar no exterior, o que tornava o sistema dinamicamente instável. Acumular reservas em dólares era algo atraente apenas na medida em que não houvesse dúvidas sobre sua conversibilidade em ouro. Mas, depois que os saldos em dólar no exterior cresceram muito em relação às reservas norte-americanas de

ouro, a credibilidade desse compromisso poderia ser posta em dúvida. (EICHENGREEN, 2000).

Com o tempo e pressões cada vez maiores, o sistema de Bretton Woods começou a entrar em colapso. Em 13 de agosto de 1971, a administração Nixon fechou o guichê de ouro, suspendendo o compromisso de entregar ouro a governos credores em dólares a US\$ 35 por onça ou a qualquer outro preço. No início de 1973, a Suíça e outros países passaram a deixar suas moedas flutuarem. Foi negociada uma segunda desvalorização do dólar, porém isso não foi suficiente para assegurar aos mercados que o desequilíbrio fundamental havia sido eliminado.

A Alemanha e seus parceiros da comunidade econômica europeia deixaram, em conjunto, que suas moedas flutuassem para níveis mais elevados. O sistema monetário internacional estabelecido em Bretton Woods deixara de existir. (EICHENGREEN, 2000).

2.3 O PERÍODO PÓS BRETTON WOODS

O fim do sistema monetário de Bretton Woods em 1973 foi um divisor de águas para a economia internacional. Após o fim do sistema os governos deixaram suas moedas flutuarem e a política monetária, que até então era utilizada majoritariamente para ancorar a taxa de câmbio, pôde ser empregada para outros objetivos.

Países com grandes economias, como os Estados Unidos e Japão, por exemplo, optaram pela flutuação livre de suas moedas, uma vez que as incertezas do câmbio flutuante embora não fossem agradáveis, eram toleráveis, já que tais economias não eram muito suscetíveis às transações internacionais. Para países com economias menores e abertas, como o caso de alguns países em desenvolvimento, as flutuações cambiais eram mais preocupantes, pois uma volatilidade muito grande da taxa de câmbio poderia causar forte desestabilização da economia. Nesse caso, alguns países optaram pelo regime de câmbio fixo e fortes controles de capitais para conseguirem defender suas âncoras cambiais.

Os países da Europa ocidental, para os quais o comércio intra-europeu era extremamente importante, procuraram atrelar suas moedas umas às outras,

buscando evitar oscilações excessivas que poderiam prejudicar a Política Agrícola Comum.

Ao longo da década de 70 os países procuraram se adaptar ao novo sistema monetário internacional, onde não havia mais a obrigação em se manter as taxas de câmbio dentro das suas bandas de flutuação. Em 1978 entrou em vigor a Segunda Emenda dos Artigos de Acordo, que legalizou a flutuação cambial e suprimiu o papel especial do ouro.

Durante esse período as taxas de câmbio nominais moviam-se frequentemente em 2% a 3% ao mês; a variabilidade das mesmas excedia em larga medida a variação relativa da oferta monetária e de outros indicadores fundamentais das economias. As taxas reais eram quase tão voláteis. Ainda assim, não se registrava o caos financeiro previsto pelos que tinham se oposto à flutuação (EICHENGREEN, 2000).

Foi durante a década de 1970 que observamos a vigorosa expansão do circuito financeiro internacionalizado. A ausência de um sistema monetário mais rígido, como o anteriormente definido em Bretton Woods, permitiu e estimulou, segundo Belluzzo (1995), o surgimento de operações de empréstimos/depósitos que escapavam aos controles dos Bancos Centrais. A fonte inicial dessas operações eram certamente os dólares que excediam a demanda dos agentes econômicos e das autoridades monetárias estrangeiras.

Nesse período, os países em desenvolvimento passaram a participar mais ativamente do sistema financeiro internacional, absorvendo os recursos financeiros decorrentes da ampla liquidez existente naquele momento, conseqüência principalmente dos denominados petrodólares, oriundos do choque do petróleo de 1973.

As operações financeiras internacionais desse período garantiram ao dólar americano a função de meio de pagamento e financiamento internacional, em detrimento de sua função de reserva de valor. Com a elevação abrupta das taxas de juros nos Estados Unidos em 1979, no entanto, o dólar conseguiu preservar sua função de reserva de valor, arrefecendo as intenções do FMI de substituir o dólar pelos Direitos Especiais de Saque, lastreados em uma cesta de moedas.

O início da década de 1980 foi marcado por uma mudança no comportamento da economia central. A administração Reagan tinha um forte viés neoliberal, que propunha a redução do tamanho do Estado, desregulamentação e pouco

intervencionismo na economia. Esse viés levou à redução dos gastos do governo e da carga tributária com o objetivo de reduzir o déficit público.

O resultado dessa política econômica, segundo Baer *et al.* (1995), foi o desmantelamento do estado do bem-estar americano, sem o alcance de resultados positivos em termos de déficit público. Conforme discutido no parágrafo acima, o Banco Central norte-americano vinha subindo as taxas de juros com o objetivo de garantir a posição privilegiada do dólar tanto como meio de circulação internacional como de reserva de valor.

A composição da política econômica da administração Reagan com o “aperto monetário” determinado pelo FED levou à redução da liquidez internacional, demonstrou a fragilidade financeira a que os bancos comerciais estavam expostos e gerou profundas crises cambiais nos países em desenvolvimento, levando às moratórias de 1982.

Foi durante a década de 1980 que, em função da crescente desregulamentação, desenvolveram-se os instrumentos financeiros que visavam proteger os detentores de ativos de variações bruscas nos preços, tais como as operações de *swap*, mercados futuros e de opções. O desenvolvimento desses instrumentos, no entanto, permitiu a ampliação da especulação com as taxas de câmbio.

De acordo com Baer *et al.* (1995), três agentes financeiros privados são importantes dentro da dinâmica especulativa: os *Global Hedge Funds*, investidores que reúnem capital privado e atuam altamente alavancados, sendo especuladores por excelência; os investidores institucionais, tais como fundos de pensão, fundos mútuos, seguradoras e empresas; e o sistema bancário, cujo papel principal é a promoção de crédito às instituições que procuram liquidar posições longas em moedas vulneráveis, fornecer *hedge* para estas posições ou estabelecer posições abertas de curto prazo nessas divisas.

A década de 1990 foi marcada, no campo das finanças internacionais, pelas crises cambiais e ataques especulativos às moedas dos países emergentes e da Europa. As crises iniciaram-se em 1992, quando os países da Europa ocidental passaram pela crise do Sistema Monetário Europeu (SME). Em agosto desse ano a libra esterlina caiu para seu piso no ERM (*European Exchange Rate Mechanism*). A lira italiana caiu abaixo de seu piso dois dias depois. O ERM foi um sistema introduzido pela Comunidade Econômica Européia como parte do Sistema Monetário

Europeu para reduzir a variabilidade das taxas de câmbio e alcançar a estabilidade monetária na Europa em preparação para introdução da moeda única, o euro. Outros países membros do ERM foram forçados a intervir em defesa de suas moedas. O *Bundesbank* (Banco Central da Alemanha) promoveu grandes intervenções de ajuda a essas moedas.

A crise de 1992 foi gerada, segundo Eichengreen (2000), por três fatores principais: a harmonização inadequada de políticas econômicas passadas, a harmonização inadequada de políticas econômicas futuras, e as próprias pressões especulativas. Essa crise acabou por deflagrar uma maior liberdade das taxas de câmbio, inclusive entre as moedas européias, que até então tinham bandas de flutuação previamente estabelecidas. Assim, na maior parte do mundo industrializado, a tendência era de uma maior flutuação nas taxas de câmbio, incluindo a taxa dólar-íene, dólar-marco alemão e dólar com as demais moedas européias.

Os países em desenvolvimento também estavam, de certa forma, sujeitos à mesma tendência em relação ao câmbio. A flutuação das taxas de câmbio, no entanto, não parecia interessante para países cujos mercados financeiros ainda eram incipientes e poderiam se desestabilizar mais facilmente. Para as economias pequenas e abertas, as flutuações cambiais poderiam afetar diretamente a alocação de recursos, distorcendo o setor produtivo.

Assim, segundo Eichengreen (2000), dentro do possível, os países em desenvolvimento procuraram ancorar suas moedas sob a proteção de controles de capital. Os maiores países em desenvolvimento eram os que mais se inclinavam a liberar suas taxas de câmbio fixas. Em 1991, cerca de 50% dos maiores países em desenvolvimento ainda mantinham taxas de câmbio fixas enquanto a outra metade caminhava rapidamente para taxas flutuantes. Entretanto a flutuação do câmbio raramente era totalmente livre, pois em geral os Bancos Centrais atuavam fortemente sobre o mercado cambial com o intuito de reduzir a volatilidade.

Uma alternativa adotada por alguns países em desenvolvimento foi o denominado *currency board*, que em certa medida aproximava-se bastante do antigo padrão-ouro, uma vez que nesse sistema é definido por lei que a emissão de moeda doméstica só é permitida mediante a aquisição de moeda estrangeira definida como padrão.

O *currency board* mantém a taxa de câmbio fixa entre a moeda doméstica e a moeda estrangeira padrão e pode auxiliar no combate à inflação, uma vez que o crescimento da oferta monetária fica limitado. Algumas economias pequenas, como Hong Kong, Ilhas Caimã, Bermudas e Nigéria adotaram os *currency boards*. Em 1991 a Argentina adotou um sistema bastante semelhante ao *currency board*, bem como a Estônia em 1992 e a Lituânia em 1994.

Em 1994, o México, que adotava um regime de câmbio praticamente fixo, sofreu uma intensa fuga de capitais que acabou por causar uma crise cambial. Os países do sudeste asiático, que durante a década de 1990 apresentaram excelentes indicadores macroeconômicos, incluindo elevadas taxas de crescimento do PIB, baixos índices de inflação bem como situações fiscais bem equilibradas, também não ficaram imunes às crises cambiais.

Em 1997 uma série de choques abalou a até então confortável situação das economias do sudeste asiático. A Bolsa de Bangkok, na Tailândia, já vinha sofrendo quedas expressivas desde meados de 1996, e a pressão sobre a moeda daquele país, o baht, vinha crescendo. No verão de 1997 o Banco Central da Tailândia estava com seu nível de reservas em forte queda, e o país foi forçado a deixar sua moeda flutuar. A crise se expandiu com rapidez e violência, contagiando os países da região. Após a autoridade monetária tailandesa permitir a flutuação do baht, as pressões especulativas passaram para as Filipinas e posteriormente para a Indonésia, Malásia, Hong Kong e Coréia.

Em seguida foi a vez da Rússia, em agosto de 1998, sofrer ataques especulativos sobre a sua moeda, forçando a sua flutuação. No final de 1998 e início de 1999, o Brasil, que vinha mantendo o regime de bandas cambiais, passou a ser o alvo dos ataques especulativos. O Plano Real, que havia sido implementado em 1994, utilizava a âncora cambial para o controle inflacionário. A intensidade dos fluxos de capitais que deixavam o país diminuíram bruscamente o nível de reservas, que passou de US\$ 75 bilhões em agosto de 1998 para US\$ 35 bilhões em janeiro de 1999.

O governo tentou interromper a saída de capitais elevando fortemente as taxas de juros. Ficava evidente, no entanto, que essa política não seria suficiente para conter os maciços fluxos de capitais, e que estava se instalando no país uma recessão. Desta forma, em janeiro de 1999, o Banco Central cedeu e deixou que a

taxa de câmbio flutuasse livremente no Brasil, causando uma forte desvalorização do real nos dois meses seguintes.

2.4 O CENÁRIO INTERNACIONAL CONTEMPORÂNEO

No final do século XX, após as sucessivas crises cambiais que atingiram especialmente os países em desenvolvimento, a maioria das economias capitalistas passou a adotar o regime de câmbio flutuante, uma vez que a manutenção de taxas de câmbio fixas mostrou-se em muitos casos inviável em função principalmente da fragilidade das economias a ataques especulativos sobre suas moedas. Apesar disso, nem todos os países relevantes assumiram efetivamente o regime de câmbio flutuante, de forma que alguns Bancos Centrais continuaram intervindo ativamente no mercado cambial de forma a manter o preço da moeda estrangeira relativamente constante.

O cenário econômico mundial do final do século XX e início do século XXI apresenta algumas características marcantes que devem ser destacadas para um melhor entendimento da situação internacional contemporânea.

O primeiro ponto relevante a ser considerado no cenário atual, de acordo com Eichengreen (2004), é em relação aos papéis das principais economias. A economia central, os Estados Unidos da América, é atualmente o país que detém o privilégio de emitir a moeda utilizada como meio de troca e reserva internacional. Esse privilégio coloca os Estados Unidos em uma posição bastante confortável e permite, nas palavras de Eichengreen, que o país possa “viver além de seus meios”².

Os países da Europa Ocidental, incluindo os países participantes da zona do euro, a Grã-Bretanha e o Japão, constituem um bloco intermediário, que não pode ser considerado economia central, nem tampouco economia periférica. E finalmente temos os países asiáticos, com destaque para China, que são os países periféricos do sistema econômico internacional, adotando o regime de crescimento liderado pelas exportações.

Um segundo ponto importante é a existência atualmente de uma alternativa relevante ao dólar americano como reserva internacional, o euro. Os títulos

² to live beyond its means

governamentais denominados na moeda comum da região européia vêm se mostrando alternativas atrativas para os Bancos Centrais da denominada “nova periferia”.

Terceiro ponto, os Estados Unidos vêm apresentando, já há alguns anos, sistemáticos déficits em conta-corrente, sendo este um dos fatores relevantes na desvalorização e perda do prestígio do dólar americano. O gráfico 1 apresenta o comportamento do saldo em transações correntes da economia norte-americana entre 1999 e 2007, confirmando que durante todo este período a soma da balança comercial, da balança de serviços e rendas e das transferências unilaterais tem sido crescentemente negativa.

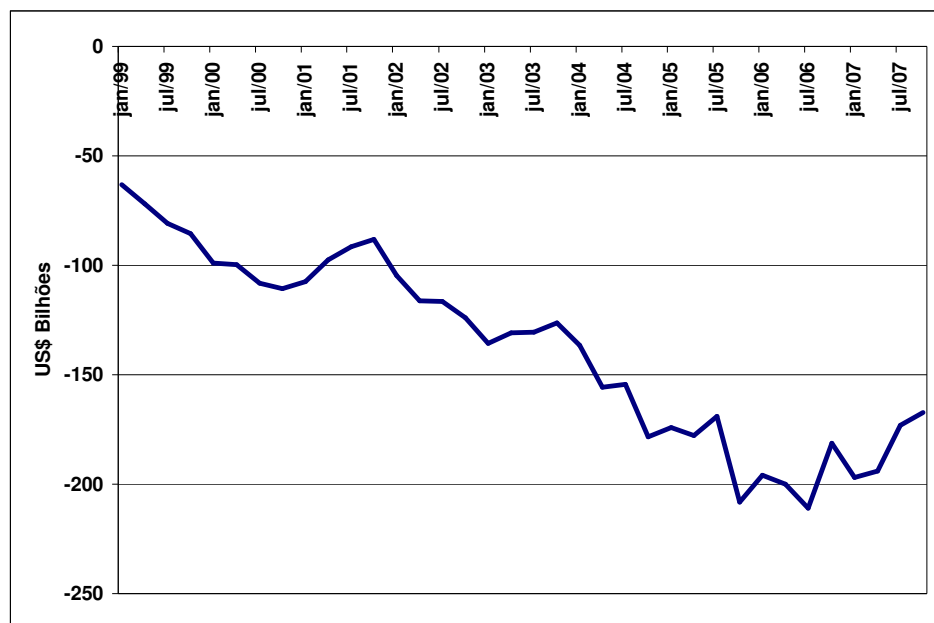


GRÁFICO 1 - SALDO EM TRANSAÇÕES CORRENTES, 1999 - 2007, EUA
FONTE: Federal Reserve Bank of St. Louis

Um outro ponto a ser destacado no cenário internacional é o fato de as economias periféricas estarem cientes de que a situação atual, isto é, o crescimento liderado por exportações principalmente para a economia central e o acúmulo de reservas em dólar, não poderá durar por um tempo indefinido. Em função disso, a Coreia do Sul e a China, por exemplo, vêm buscando alternativas para estimular o desenvolvimento do mercado doméstico e dessa forma garantir a manutenção dos níveis de crescimento econômico sem a dependência total de elevados níveis de exportações.

Além disso, a crescente remoção dos controles de capital e a desregulamentação dos mercados financeiros domésticos vem tornando cada vez mais difícil a intervenção dos Bancos Centrais para a manutenção das taxas de câmbio em níveis pré-determinados. Adicionalmente, já são conhecidos os riscos em se manter as taxas de câmbio desvalorizadas como forma de se promover o crescimento liderado pelas exportações. Apesar disso, apenas recentemente a China tem deixado sua taxa de câmbio se valorizar, e ainda assim em níveis inferiores às demais economias.

Para uma avaliação do comportamento das taxas de câmbio entre as principais moedas e o dólar apresenta-se o gráfico 2. Nesse gráfico destaca-se a variação percentual das taxas de câmbio nominais entre o dólar e as moedas da China (iuane), Europa (euro), Japão (iene) e Brasil (real). Valores positivos indicam aumentos no preço do dólar quando medido na moeda em questão.

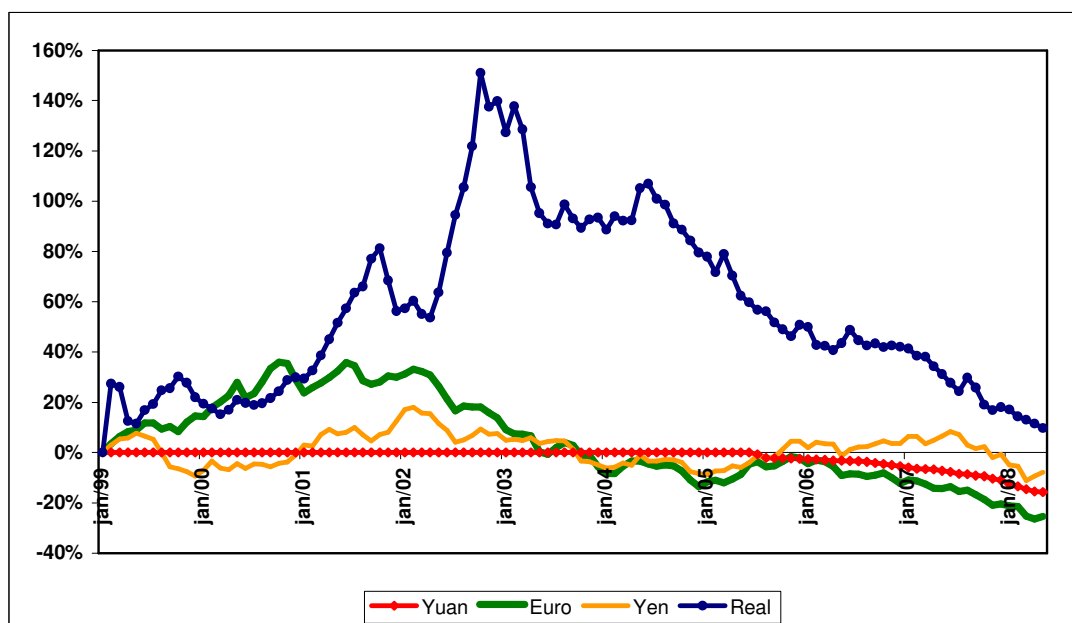


GRÁFICO 2 - VARIAÇÃO (%) DAS TAXAS DE CÂMBIO NOMINAIS ENTRE O DÓLAR E MOEDAS SELECIONADAS, JAN. 1999 - MAR. 2008

Fonte: O autor (2008) a partir de dados do Federal Reserve Bank of St. Louis

Os dados mostram que, durante o período considerado, a taxa de câmbio na China manteve-se praticamente constante, passando a variar apenas a partir de julho de 2005 quando se permitiu a valorização do iuane em relação ao dólar. Esse foi, sem dúvida alguma, um dos fatores que permitiu a posição extremamente

competitiva das exportações chinesas para todo o mundo, garantindo elevadas taxas de crescimento para a economia da China nos últimos anos.

Considerando-se os elevados saldos comerciais que a China vem acumulando há mais de dez anos, a manutenção de uma taxa de câmbio praticamente fixa entre o iuane e o dólar durante quase todo o período exigiu uma grande acumulação de reservas por parte do governo chinês. De fato, as reservas chinesas alcançaram a considerável cifra de US\$ 1,58 trilhões em março de 2008, sendo atualmente as maiores do mundo. Conforme discutido nos parágrafos acima, a China, de certa forma, está “feliz” em acumular reservas exportando enormes quantidades de produtos para o mundo inteiro, o que vem permitindo o crescimento de sua economia em níveis espetaculares. No entanto, a sustentabilidade dessa configuração no longo prazo é um tema bastante controverso.

Godley e Lavoie (2005) destacam que, à medida que a China recebe um fluxo positivo de dólares dos Estados Unidos, passa a existir o risco de inflação. Isso porque quando o Banco Central chinês compra dólares utilizando a sua própria moeda, o iuane, o estoque de moeda doméstica automaticamente aumenta. A maneira de prevenir um aumento excessivo na oferta de iuanes na economia chinesa é a venda de títulos públicos que “enxuguem” os iuanes extras.

Na literatura econômica esse processo é conhecido como esterilização. Em função dessa questão os autores sugerem que as pesadas compras de dólares realizadas pelo Banco Central da China podem continuar por algum tempo sem pressionar a inflação, mas na opinião deles uma acumulação sem fim de dólares pelos Bancos Centrais não pode ocorrer.

O euro, por outro lado, apresentou forte oscilação durante o período, alternando uma fase de desvalorização seguida de uma fase de maior valorização frente ao dólar. Os países que atualmente compõem a “zona do euro” são os seguintes: Áustria, Bélgica, Chipre, Eslovênia, Espanha, Finlândia, França (exceto os territórios no Pacífico que usam o franco CFP), Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Malta, Países Baixos (exceto Aruba e as Antilhas Holandesas) e Portugal.

O fortalecimento recente do euro reflete o bom desempenho das economias européias e o intenso fluxo comercial e de capitais intra-europeu. Conforme discutido anteriormente nessa seção, o euro vem se mostrando uma alternativa atrativa como

reserva de valor para os países da periferia, notadamente a China, que acumula grandes saldos em dólar em função de suas vultosas exportações.

O iene japonês apresentou menos volatilidade, porém também alternou períodos de valorização e desvalorização perante o dólar. De fato, a apreciação nominal do iene em relação ao dólar no período observado não foi muito expressiva. A economia japonesa, apesar de ainda bastante forte, vem perdendo espaço desde os anos 1990. Segundo Tavares (1996, p.1),

[...] as empresas produtivas japonesas lançaram-se com grande apetite em operações especulativas numa busca desenfreada por lucros não operacionais. Essa fome especulativa, acompanhada da liberalização do mercado financeiro, permitiu que as companhias nipônicas fizessem da gerência financeira uma atividade mais lucrativa do que os investimentos em bens reais. [...] Essa foi a gênese da bolha especulativa que jogou a economia japonesa numa profunda crise nos anos 90 e que tem como um de seus sinais mais evidentes uma enorme massa de créditos improdutos sujeitos à reestruturação.

No cenário atual o Japão ainda é um importante “ator” na economia mundial, mas com a emergência da China e a força do euro os holofotes desviaram-se da terra do sol nascente.

No caso do real brasileiro, a volatilidade foi a maior entre as moedas observadas, chegando a apresentar uma desvalorização de mais de 150% em relação ao dólar próximo às eleições presidenciais de 2002. Após o início do novo governo em janeiro de 2003, no entanto, a taxa de câmbio nominal passou a apresentar apreciação constante, valorizando o real em relação ao dólar conforme mostra o gráfico 3. De fato, durante esse período, considerando as moedas avaliadas, o real foi a moeda que mais se valorizou perante o dólar.

Cabe salientar que as taxas apresentadas são nominais, ou seja, não consideram os diferenciais de inflação entre os países. As taxas de inflação acumuladas nos Estados Unidos e Brasil, no período de 1999 a 2008 são apresentadas no gráfico 4, mostrando que se considerarmos o diferencial de inflação entre os países, a apreciação do real frente ao dólar é ainda maior. Em outras palavras, a taxa de câmbio real no Brasil, que considera os diferenciais de inflação, apreciou-se consideravelmente mais do que a taxa de câmbio nominal entre janeiro de 1999 e março de 2008, conforme mostra o gráfico 5.

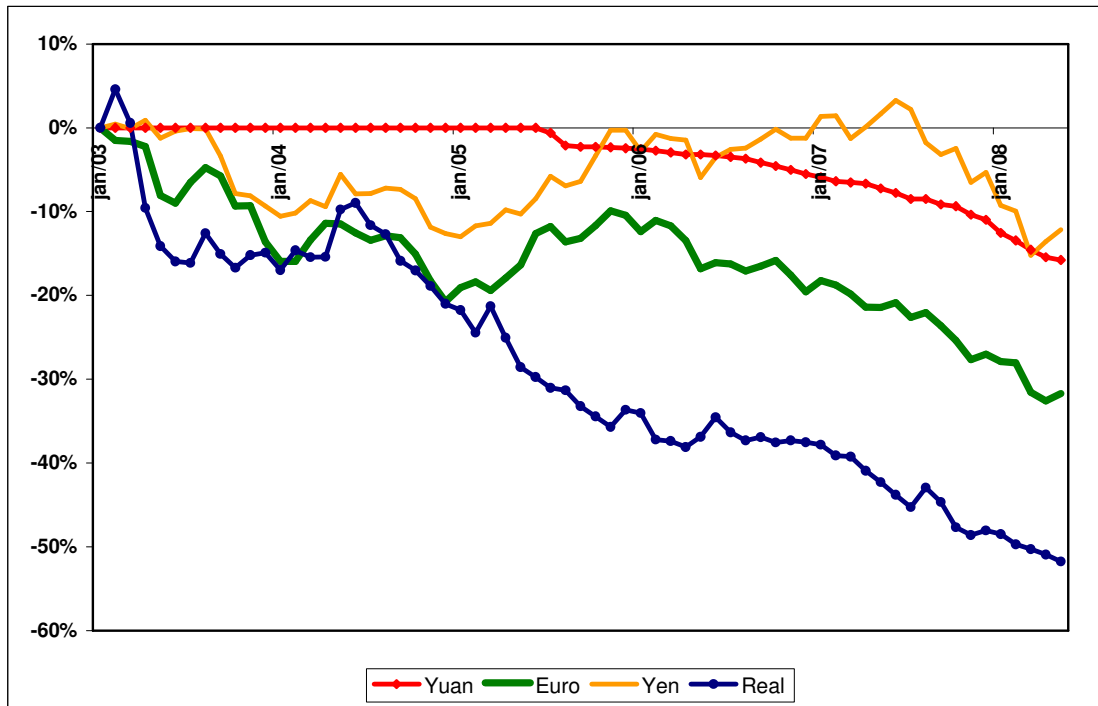


GRÁFICO 3 - VARIAÇÃO (%) DAS TAXAS DE CÂMBIO NOMINAIS ENTRE O DÓLAR E MOEDAS SELECIONADAS, JAN. 2003 - MAR. 2008
 FONTE: O autor (2008) a partir de dados do Federal Reserve Bank of St. Louis

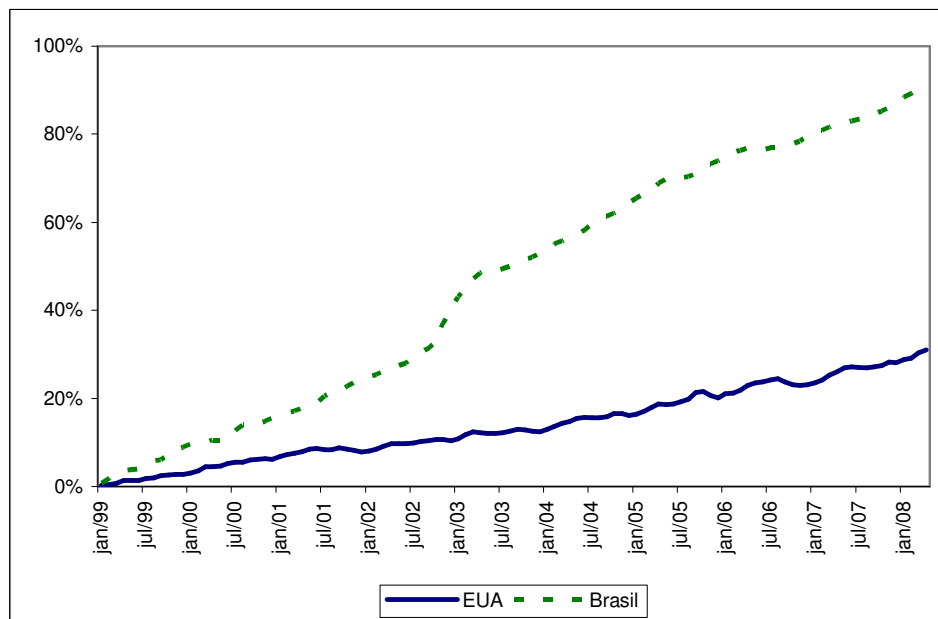


GRÁFICO 4 - INFLAÇÃO ACUM., JAN. 1999 - MAR. 2008, EUA E BRASIL
 FONTE: O autor (2008) a partir de dados do Banco Central do Brasil e do FMI
 NOTA: EUA - Índice de Preços ao Consumidor, Brasil – IPCA

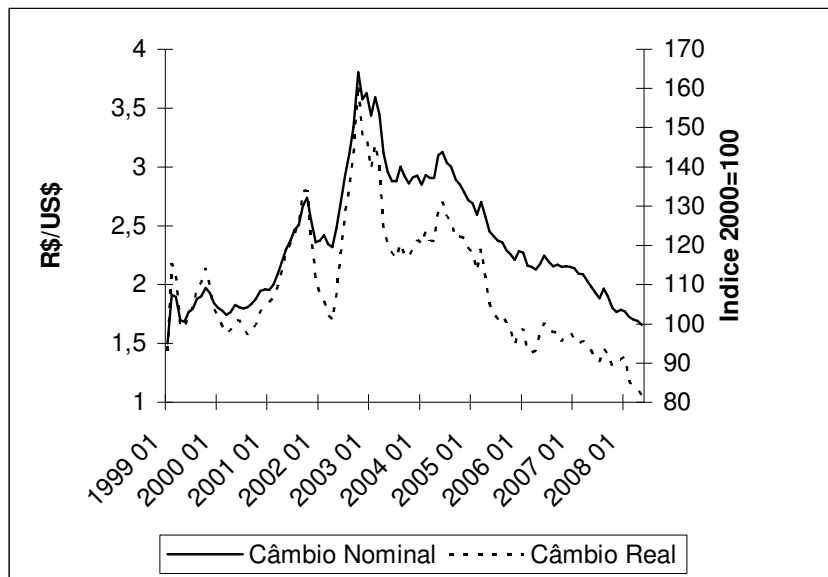


GRÁFICO 5 - TAXAS DE CÂMBIO REAL E NOMINAL, JAN. 1999 - MAR. 2008, BRASIL
 FONTE: O autor (2008) a partir de dados do Banco Central do Brasil

Observando o comportamento das taxas de câmbio por um período mais longo, percebe-se que a atual desvalorização do dólar frente as principais moedas, que vem ocorrendo de forma mais intensa desde o ano de 2002, pode ser considerada uma das maiores desde os episódios que marcaram o fim do sistema Bretton Woods. De fato, nesse período, o dólar se depreciou em torno de 25% em termos efetivos reais segundo dados apresentados pelo Fundo Monetário Internacional (FMI).

De acordo com Elekdag *et al.* (2008)³, a intensa depreciação do dólar americano pode ser explicada, principalmente, pelo contínuo déficit no saldo em transações correntes norte-americano, que ainda permanece acima de 5% do PIB, criando um ambiente de incerteza quanto às possibilidades de eliminação dos desequilíbrios nas contas globais.

De fato, assim como no maior episódio de depreciação do dólar, ocorrido entre 1985 e 1991, a atual queda da moeda norte-americana tem como pano de fundo o enorme déficit em conta-corrente que vem se estendendo por vários anos. Há um contraste, no entanto, entre a evolução dos saldos em transações correntes entre os dois episódios. Durante 1985-1991, o déficit em transações correntes começou a se reduzir dois anos após o início da desvalorização do dólar e chegou próximo do equilíbrio em 1991. Por outro lado, no episódio atual, que teve início em

³ Box 1.2 do Relatório de abril de 2008 do FMI

2002, o déficit em transações correntes continua a aumentar, conforme já observado na figura 3, alcançando o maior valor histórico de 7% do PIB no final de 2005. O déficit começou a diminuir, e apenas moderadamente, a partir de 2006, mas ainda assim ficou em torno de 5,5% do PIB em 2007.

A manutenção dos contínuos déficits em transações correntes da economia norte-americana pode ser explicada, segundo Elekdag *et al.* (2008), por alguns fatores principais. O primeiro é a ascensão dos países emergentes, já que a própria depreciação efetiva real do dólar pode ter falhado em capturar o verdadeiro grau de perda de competitividade da economia norte-americana em relação às economias emergentes de baixos custos a partir do início dos anos 90, que passaram a crescer em importância e competitividade no comércio internacional.

O segundo ponto é o próprio *business cycle* norte-americano, uma vez que até 2006 a economia americana vinha apresentando um crescimento mais robusto quando comparado com as demais economias avançadas. O terceiro fator é o preço do petróleo, pois devido ao forte crescimento econômico global, inclusive nas economias emergentes, a demanda por petróleo vem se elevando intensamente causando aumentos sem precedentes no preço da *commodity*. Para os países importadores de petróleo, como os Estados Unidos, o impacto sobre o saldo em transações correntes é direto.

E finalmente, temos os fatores do mercado financeiro, já que grande parte dos déficits em transações correntes norte-americano vinha sendo financiado pelos influxos de capital oriundos de ativos de renda-fixa, incluindo *asset-backed securities*⁴. A partir da metade do ano de 2007, no entanto, houve uma redução brusca na demanda dos agentes privados por *corporate* e *agency bonds* (anteriormente áreas de grande investimento), motivadas pelas turbulências nos mercados financeiros que geraram incertezas em relação ao valor e liquidez dos *securitized assets*.

Dessa forma configura-se o cenário econômico internacional na atualidade. As taxas de câmbio em todo o mundo, inclusive no Brasil, vêm sendo afetadas por essas condições. Na avaliação dos dados empíricos levaremos em consideração os efeitos da situação discutida durante esse capítulo sobre o processo de formação do câmbio no Brasil.

⁴ Se uma instituição financeira vende *asset backed securities*, ela compra empréstimos de instituições emprestadoras, tais como bancos e utiliza esses empréstimos como lastro para seus títulos.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

3.1 TAXAS DE CÂMBIO NOMINAL E REAL

O primeiro tópico do referencial teórico desta dissertação tratará do conceito de taxa de câmbio e da importante diferenciação entre taxa de câmbio nominal e taxa de câmbio real.

É possível definir a taxa de câmbio nominal como sendo a relação de troca entre duas unidades monetárias diferentes, ou, de outra forma, como o preço relativo entre diferentes moedas. Em alguns países, essa taxa é expressa como o preço de uma unidade de moeda estrangeira em termos da moeda nacional, como é o caso brasileiro. Em outros países, define-se a taxa de câmbio como o preço de uma unidade de moeda nacional em termos de moeda estrangeira. (LOPES E VASCONCELLOS, 1998).

Em geral, quando não mencionada uma moeda específica, considera-se a taxa de câmbio em relação ao principal meio de troca internacional, que atualmente é o dólar americano. No restante deste trabalho iremos sempre nos referir ao conceito de taxa de câmbio conforme o adotado no Brasil, indicando o preço de uma unidade de moeda estrangeira (o dólar americano) em termos da moeda nacional.

Se uma unidade da moeda estrangeira torna-se mais barata quando medida em moeda nacional, diz-se que houve uma valorização nominal do câmbio. Por outro lado, se ocorre o inverso, ou seja, uma unidade de moeda estrangeira torna-se mais cara quando medida em moeda nacional, diz-se que houve uma desvalorização nominal do câmbio.

Para uma avaliação mais completa dos movimentos das taxas de câmbio, no entanto, é necessária também a consideração dos diferenciais de inflação existentes entre os países. Neste sentido surge o conceito de taxa de câmbio real, que procura determinar as variações dos preços relativos entre os bens domésticos e os bens internacionais.

Assim, a taxa de câmbio real efetiva é igual à taxa de câmbio nominal média entre um país e seus parceiros comerciais, com um ajuste para a diferença nas taxas de inflação entre esse país e seus parceiros comerciais. (GORDON, 2000).

O aumento do preço relativo dos bens domésticos em termos de bens estrangeiros é chamado de apreciação real; a diminuição é chamada de depreciação

real. A palavra real em contraposição à nominal, indica que agora nos referimos às variações no preço relativo dos bens e não nos preços relativos das moedas. (BLANCHARD, 1999).

Além disso, é possível calcular a taxa de câmbio real entre apenas dois países (ou taxa bilateral). Nesse caso consideram-se apenas as variações nos preços relativos dos bens entre os dois países. Para se obter a taxa de câmbio real bilateral, pode-se utilizar a seguinte formulação matemática:

$$\varepsilon = E \frac{P^*}{P} \quad (1)$$

onde: E é a taxa nominal de câmbio entre os dois países, P é o nível de preços doméstico, P* é o nível de preços do país estrangeiro e ε é a taxa real de câmbio. Cabe salientar que a taxa real de câmbio é um número índice, não apresentando unidade. A taxa de câmbio real é calculada em relação a uma data base, e normalmente o valor da taxa na data base é igual a 100.

3.2 PARIDADE DO PODER DE COMPRA

A primeira referência teórica relativa ao processo de formação da taxa de câmbio a ser apresentada nesta dissertação é denominada Paridade do Poder de Compra (PPP – *Purchase Power Parity*). Esta teoria relaciona as variações nas taxas cambiais com os diferenciais de inflação existentes entre os países.

Em 1919, o economista sueco Gustav Cassel procurou determinar os níveis em que se deveriam fixar as novas paridades das taxas de câmbio, após o término da primeira guerra mundial. Cassel desenvolveu uma nova teoria para a explicação de como as taxas de câmbio se formam, que recebeu o nome de Paridade do Poder de Compra. (RATTI, 1997).

Segundo tal teoria, em uma análise de longo prazo, o determinante mais importante das taxas de câmbio seria o fato de que, em economias abertas, os preços de bens idênticos negociados deveriam ser os mesmos em qualquer lugar, após o ajuste de impostos de importação e os custos de transporte. Essa suposição é conhecida na literatura econômica como “lei do preço único”. A igualdade entre os

preços seria garantida pelo funcionamento do mercado. Esta é a chamada versão absoluta da paridade do poder de compra.

A versão absoluta da PPP levanta uma série de críticas, principalmente em relação à inexistência dos custos de transação e à consideração de que os padrões de consumo são os mesmos em diferentes países. A partir disso, a versão relativa da teoria da paridade do poder de compra é considerada mais realista e busca determinar apenas como se dá a correção cambial ao longo do tempo. Considerando-se que a PPP em sua versão relativa é válida, a taxa de câmbio nominal deveria ser corrigida ao longo do tempo pelo diferencial entre a inflação doméstica e a inflação internacional. Matematicamente a versão relativa da PPP pode ser escrita da seguinte forma:

$$(1 + \Delta E) = \frac{1 + \pi}{1 + \pi^*} \quad (2)$$

onde: ΔE é a variação da taxa de câmbio nominal, π é a taxa de inflação doméstica e π^* é a taxa de inflação internacional.

3.3 PARIDADE COBERTA DA TAXA DE JUROS (CIP)

A Paridade da Taxa de Juros foi inicialmente apresentada por Keynes (1923), e pode ser entendida como a identidade que relaciona a taxa de juros com a taxa de câmbio. De acordo com esta teoria, o retorno nominal de um título em um país deve ser igual ao de outro país quando ambos os retornos são medidos na mesma moeda (FISHER, 1930).

Segundo Frankel (1979), a Paridade da Taxa de Juros está associada com mercados eficientes nos quais os títulos de diferentes países são substitutos perfeitos, sendo válida a seguinte relação:

$$d = r - r^* \quad (3)$$

onde: r é definido como o logaritmo de um mais a taxa doméstica de juros e r^* é definido como o logaritmo de um mais a taxa internacional de juros. Se d é

considerada a taxa de desconto futura⁵, então (3) é a relação que implica na denominada paridade coberta da taxa de juros (CIP – *Covered Interest Parity*).

Se considerarmos o caso de perfeita mobilidade de capitais, isto é, na ausência de controles de capitais e custos de transação, a paridade coberta da taxa de juros deve ser válida com exatidão, uma vez que a sua falha implicaria em oportunidades de ganhos de arbitragem sem risco. De fato, se a paridade coberta da taxa de juros não fosse válida em um ambiente com perfeita mobilidade de capital, um investidor poderia emprestar dinheiro em um país, convertê-lo em uma moeda estrangeira cujo retorno do título fosse superior ao doméstico, e comprar contratos de reconversão da moeda estrangeira em moeda nacional na data de vencimento do título. Esta operação permitiria ganhos de arbitragem livres de risco. Expandindo a equação (3) e definindo d como a taxa de desconto futura, temos:

$$d = e_f - e_s = r - r^* \quad (4)$$

ou

$$r = r^* + e_f - e_s \quad (5)$$

onde e_f é o logaritmo da taxa futura de câmbio no mercado à termo e e_s é o logaritmo da taxa de câmbio à vista (*spot*).

3.4 PARIDADE DESCOBERTA DA TAXA DE JUROS (UIP)

A paridade descoberta da taxa de juros (UIP – *Uncovered Interest Parity*) também parte da equação (3), porém agora definindo d como a taxa esperada de depreciação da moeda doméstica. Segundo Frankel (1979), se considerarmos um ambiente sem incerteza, como em uma economia com previsibilidade perfeita (*perfect foresight*) então a taxa de desconto futura seria igual à taxa esperada de depreciação da moeda.

No entanto, em uma economia onde existe incerteza e os participantes do mercado são avessos ao risco, a taxa de desconto futura pode ser diferente da taxa esperada de depreciação da moeda. Então, partindo da equação (3), porém

⁵ A taxa de desconto futura é definida como o logaritmo da taxa futura de câmbio (no mercado a termo) menos o logaritmo da taxa de câmbio à vista (*spot*).

utilizando a letra i para representar o logaritmo de um mais a taxa de juros doméstica e i^* para representar o logaritmo de um mais a taxa de juros internacional, temos:

$$d = E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^* \quad (6)^6$$

onde $E_t(.)$ é a expectativa condicional às informações disponíveis em t , e_{t+1} é o logaritmo da taxa de câmbio à vista (em $t+1$) e e_t é o logaritmo da taxa de câmbio à vista (em t).

A equação (6), que representa a paridade descoberta da taxa de juros, considera a hipótese de que os ativos dos diferentes países são substitutos perfeitos. Se relaxarmos esta hipótese é necessária a consideração de que existe um prêmio de risco. Hooper e Morton (1982) consideram o caso em que a substituição entre os ativos de diferentes países é imperfeita e, portanto, é necessária a adição de um prêmio de risco à equação (6):

$$E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^* - x_t \quad (7)^7$$

onde x_t é o prêmio de risco que os detentores de ativos exigem sobre os ativos denominados em moeda doméstica relativamente aos ativos denominados em moeda estrangeira, dadas as riquezas existentes, estoques de ativos e taxas de retornos relativas esperadas para esses ativos.

Dooley e Isard (1979) mostraram que o modelo de balanço de *portfolio* pode ser solucionado para o prêmio de risco. Na forma reduzida o modelo expressa o prêmio de risco como uma função de diversos fatores, além das taxas relativas esperadas de retorno, que determinam a oferta e a distribuição de ativos externos. Esses fatores incluem os déficits orçamentários do setor público, saldos em contas correntes e intervenções oficiais no mercado de câmbio.

Neste trabalho consideraremos que o prêmio de risco da equação (7), x_t , será o denominado risco-país. Segundo o Banco Central do Brasil⁸, o risco-país ou risco-

⁶ A taxa esperada de depreciação da moeda d , é dada por:

$$d = \ln\left(\frac{E_t s_{t+1}}{s_t}\right) = \ln(E_t s_{t+1}) - \ln(s_t) = E_t e_{t+1} - e_t$$

⁷ O prêmio de risco também costuma ser representado pela letra ϕ

Brasil é um indicador que busca expressar objetivamente o risco a que os investidores internacionais estão sujeitos quando investem no país. No mercado internacional, o indicador mais utilizado desse risco é uma medida da média do retorno de uma carteira hipotética composta por títulos emitidos pelo Brasil no exterior, em relação ao retorno dos títulos do Tesouro Norte-Americano com maturidade compatível (considerados livres de risco). Para esta dissertação será utilizado o índice EMBI+ *Brazil*, calculado pelo JP Morgan, como medida do risco-país.

O risco-país, assim como o prêmio de risco, depende de diversos fatores. Além dos citados no parágrafo anterior: déficits orçamentários do setor público, saldos em contas correntes e intervenções oficiais no mercado de câmbio; variáveis como a taxa de inflação, a taxa de crescimento do PIB e o montante de reservas internacionais também são considerados relevantes para a formação do risco-país.

A equação (7) é a base teórica do modelo econométrico a ser testado no capítulo 5. O modelo é desenvolvido na seção 5.2, podendo ser considerado uma adaptação da paridade descoberta da taxa de juros.

3.5 OUTRAS REFERÊNCIAS TEÓRICAS SOBRE TAXAS DE CÂMBIO

Nesta seção serão apresentadas, de forma concisa e objetiva, outras referências teóricas a respeito do processo de determinação da taxa de câmbio. Apesar de tais referências não terem sido diretamente utilizadas como base para os estudos empíricos apresentados, o conhecimento e estudo dessas referências são importantes para construir uma visão mais ampla a respeito do tema. Além disso, as teorias aqui apresentadas representam contribuições relevantes para a ciência econômica e novas possibilidades de desenvolvimento de estudos para o tema desta dissertação, justificando sua inclusão neste trabalho.

⁸ Publicação do Banco Central do Brasil, *Frequently Asked Questions Series, Country Risk*, Agosto de 2005

3.5.1 Modelos monetários e câmbio de equilíbrio no longo-prazo

Importantes contribuições teóricas partem do conceito de taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo para o desenvolvimento de modelos de determinação cambial. Frankel (1979), Dornbusch (1976), e Hooper & Morton (1982), trabalham com uma formulação semelhante para a construção de um modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, a partir da definição da taxa de câmbio de equilíbrio de longo-prazo e da condição de equilíbrio no mercado monetário doméstico. Será apresentado o desenvolvimento de Frankel (1979), que parte da condição da paridade descoberta da taxa de juros e utiliza a seguinte equação para determinar a desvalorização esperada da taxa de câmbio:

$$d = -\theta(e - \bar{e}) + \pi - \pi^* \quad (8)$$

onde: e é o *log* da taxa de câmbio *spot*, \bar{e} é a taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo, π e π^* são as taxas correntes da inflação esperada no longo prazo, doméstica e internacional, respectivamente. (Frankel sugere que essas taxas podem ser consideradas equivalentes às taxas de crescimento da oferta monetária conhecidas pelo público).

A equação (8) demonstra que a taxa esperada de desvalorização do câmbio é proporcional à discrepância entre a taxa de câmbio de longo prazo e a taxa de câmbio à vista. O coeficiente de ajuste θ representa a velocidade de ajustamento do câmbio. Combinando a equação (8) com a equação (3), temos:

$$e - \bar{e} = -\frac{1}{\theta}[(r - \pi) - (r^* - \pi^*)] \quad (9)$$

onde a expressão entre colchetes pode ser interpretada como o diferencial da taxa de juros real. Para formular uma equação completa para a determinação da taxa de câmbio, resta explicar como \bar{e} é definido. Assumindo que no longo prazo a paridade do poder de compra é válida, temos:

$$\bar{e} = \bar{p} - \bar{p}^* \quad (10)$$

onde \bar{p} e \bar{p}^* são definidos como os *logaritmos* dos níveis de preços de equilíbrio doméstico e internacional, respectivamente. Assumindo, ainda, uma equação convencional de demanda por moeda:

$$m = p + \phi y - \lambda r \quad (11)$$

onde m , p e y são definidos como os *logaritmos* da oferta de moeda, do nível de preços e do produto domésticos. Uma equação similar é válida para o cenário internacional. Tomando a diferença entre as equações doméstica e internacional, temos:

$$m - m^* = p - p^* + \phi(y - y^*) - \lambda(r - r^*) \quad (12)$$

Utilizando barras para indicar os valores de equilíbrio e considerando que no longo prazo $e = \bar{e}$ e $\bar{r} - \bar{r}^* = \pi - \pi^*$, temos:

$$\bar{e} = \bar{p} - \bar{p}^* = \bar{m} - \bar{m}^* - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) + \lambda(\pi - \pi^*) \quad (13)$$

A equação (13) ilustra a teoria monetária da taxa de câmbio, segundo a qual a taxa de câmbio é determinada pela oferta e demanda relativas das moedas doméstica e internacional. A teoria diz que, em pleno equilíbrio, um dado aumento na oferta de moeda inflaciona os preços e, portanto, eleva a taxa de câmbio proporcionalmente ao aumento, e que um aumento na renda ou uma queda na taxa de inflação esperada eleva a demanda por moeda e por consequência reduz a taxa de câmbio.

Substituindo a equação (13) na equação (9), e assumindo que as ofertas de moeda e níveis de renda de equilíbrio são dados pelos seus níveis reais atuais, é possível obter uma equação completa para a determinação da taxa de câmbio à vista (*spot*):

$$e = m - m^* - \phi(y - y^*) - \frac{1}{\theta}(r - r^*) + \left(\frac{1}{\theta} + \lambda\right)(\pi - \pi^*) \quad (14)$$

Frankel (1979) testa a equação acima empiricamente para a taxa de câmbio entre o dólar e o marco alemão, utilizando ferramentas econométricas sob duas hipóteses alternativas: a teoria de Chicago, que implica em um coeficiente positivo para o diferencial de juros nominal, e a teoria Keynesiana, que implica em um coeficiente zero para o diferencial de inflação esperado no longo prazo.

3.5.2 Taxa de câmbio real e variação relativa da produtividade

A teoria da taxa de câmbio real e variação relativa da produtividade foi proposta por Bela Balassa (1964) e Paul Samuelson (1964). Em linhas gerais, Balassa e Samuelson observaram que parecia existir uma relação entre o nível da renda *per capita* dos países e os seus respectivos níveis de preços quando medidos na mesma moeda. A teoria proposta para explicar este efeito parte da hipótese de que os preços dos bens comercializáveis internacionalmente tendem a convergir para valores muito próximos (“lei do preço único”). Como a produtividade nos países pobres é menor do que nos países ricos, os salários pagos precisam ser mais baixos para compensar a baixa produtividade.

Por outro lado, o setor de bens não-comercializáveis (em geral serviços), não apresenta diferenças de produtividade tão pronunciadas. No entanto, utilizando um modelo simples de dois países (norte-sul), é possível mostrar que o preço dos bens não-comercializáveis será mais baixo no país com produtividade mais baixa, resultando em um nível de preços mais baixo nesse país. Como consequência, a taxa de câmbio nos países com nível de preços mais baixo tende a ser mais desvalorizada em relação aos países com nível de preços mais alto.

Partindo do conceito acima, o denominado efeito Balassa-Samuelson tem implicações diretas sobre a taxa de câmbio real, de forma que quando a produtividade marginal de bens comercializáveis de um país cresce mais que a do exterior, a taxa de câmbio real daquele país tende a se apreciar.

3.5.3 Medo de flutuar (*Fear of floating*)

Um outro ponto teórico importante, especialmente considerando-se o cenário econômico internacional atual, é o que diversos estudos recentes vêm denominando como “medo de flutuar” (*fear of floating*). Esses estudos procuram apresentar explicações de porque alguns países que adotam o regime de câmbio flutuante

formalmente, na prática procuram limitar e restringir as flutuações cambiais. Isso é particularmente relevante atualmente, uma vez que, segundo o FMI, em 1980 cerca de 40% dos países pertencentes ao Fundo adotavam o câmbio fixo, sendo que em 1999 esse percentual caiu para apenas 11%. No entanto, é fácil verificar que diversos países que oficialmente adotam o regime de câmbio flutuante, na prática procuram evitar as oscilações cambiais.

Calvo e Reinhart (2000) apresentaram um estudo mostrando que existem razões para que os governos desejem que as variações cambiais não sejam tão intensas. A mais relevante dessas razões, segundo os autores, seria a perda de credibilidade. Para a autoridade monetária, a credibilidade é considerada peça-chave para a condução e eficácia da política monetária. Os autores mostram, utilizando um modelo monetário simples, que a falta de credibilidade afeta as decisões em relação à taxa de juros e ao câmbio.

Além da questão da credibilidade, existem outros motivos que levam os governos a procurarem evitar oscilações excessivas na taxa de câmbio. Especialmente para os países emergentes, grandes desvalorizações cambiais são imediatamente associadas a períodos de recessão econômica e problemas para os pagamentos dos juros da dívida externa.

Um outro ponto relevante é o denominado efeito *passthrough*, que trata do impacto das variações cambiais sobre a taxa de inflação. Esse efeito é especialmente importante nos países que adotam o regime de metas de inflação, já que nesse caso a manutenção da taxa de inflação dentro da banda definida é a prioridade número um da autoridade monetária. Como consequência, a limitação da variação da taxa de câmbio pode ser necessária para se atingir os objetivos de controle inflacionário.

Existe ainda um outro ponto, não diretamente mencionado pelos estudos que tratam do “medo de flutuação”, mas que está associado à questão das intervenções no mercado de câmbio pela autoridade monetária. Trata-se da utilização da taxa de câmbio como um diferencial competitivo para as exportações. Esse é um assunto extremamente polêmico, uma vez que é difícil definir objetivamente se a taxa de câmbio de um determinado país está “artificialmente” desvalorizada, de modo a favorecer as suas exportações. O caso da China, no entanto, parece ser um exemplo bastante claro e atual desta questão, conforme avaliado no capítulo dois deste trabalho.

4 COMPORTAMENTO RECENTE DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL

4.1 INTRODUÇÃO

Neste capítulo será apresentado um resumo da evolução histórica da taxa de câmbio no Brasil. O período após janeiro de 1999, a partir do qual passou-se a adotar o regime de câmbio flutuante, terá destaque na apresentação, uma vez que esse é o período mais relevante para o estudo. Os dados econômicos apresentados estão baseados principalmente nos Boletins de Conjuntura do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A fundamentação teórica considerada na análise dos eventos é a paridade descoberta da taxa de juros, conforme desenvolvimento da seção 3.4, uma vez que essa é a base teórica para o desenvolvimento do modelo econométrico avaliado na seção 5 deste trabalho.

A taxa de câmbio no Brasil sempre foi considerada uma questão polêmica e de grande importância. A influência do câmbio sobre as atividades exportadoras e importadoras é consideravelmente grande, podendo privilegiar ou prejudicar fortemente determinados setores. A origem colonial da economia brasileira ressalta a importância da taxa de câmbio, uma vez que nesse período o Brasil mantinha fortes relações com a metrópole, exportando produtos básicos (alternando os ciclos de produtos) e importando bens e artigos manufaturados e de luxo.

Franco (2000) divide a história da política cambial brasileira em três períodos distintos, tomando como ponto de partida a chegada de Dom João VI e da corte portuguesa ao Brasil em 1808. Nesse ano é fundado o Banco do Brasil, e inicia-se o primeiro período da história cambial brasileira, que dura até a crise de 1929. Esse período caracteriza-se pela adoção do padrão-ouro pelas nações “civilizadas”, porém somente os países mais ricos conseguiam manter a paridade fixa, de modo que no Brasil a taxa de câmbio na maior parte destes 120 anos foi flexível apesar dos esforços na direção da adoção do câmbio fixo (entre 1906 e 1926 adotaram-se efetivamente as regras do padrão-ouro e do câmbio fixo).

Cabe destacar que, nessa época, a economia brasileira era extremamente centrada no café, e os denominados “barões do café” detinham grande influência e poder político. Em função disso, Celso Furtado (1968) enfatiza o denominado mecanismo de “socialização das perdas” acompanhado da “privatização dos ganhos”. Nesse sentido, Furtado mostra que na fase ascendente do ciclo de preços

do café, quando a tendência era de aumento forte das exportações e, portanto, valorização da moeda nacional, os barões apoiavam a instauração do câmbio fixo (padrão-ouro) de modo a limitar a queda na taxa de câmbio, que traria perdas aos exportadores.

Quando iniciava-se a fase descendente do ciclo de preços do café, os barões deixavam de apoiar o câmbio fixo, defendendo a flutuação cambial e portanto a desvalorização da moeda nacional. A desvalorização da moeda nacional gerava inflação e perda de poder de compra dos salários, “socializando” as perdas para todos os setores da economia. Ao contrário, na fase descrita anteriormente, devido ao “limite” imposto à valorização da moeda nacional, os barões ficavam com a maior parte dos ganhos, daí a denominação “privatização dos ganhos”.

A proposição de Furtado mostra que a taxa de câmbio é um preço-chave, e que na época foi correntemente utilizado para ampliar a concentração de renda a favor da elite cafeeira e contra todo o restante da população e demais setores da economia, inclusive o industrial.

O segundo período da história cambial no Brasil, segundo Franco, estende-se de 1929 até o final dos anos 1970. Nesse período o mundo passava por grandes transformações, guerras e reconstruções. A política cambial no Brasil, ao longo desses anos, experimentou diversas formas de controles cambiais e artificialismos. Dentre os instrumentos de controle cambial utilizados no período destacam-se, o monopólio do Banco do Brasil sobre as operações de câmbio, taxas de câmbio múltiplas, controles de prioridades sobre as importações, depósitos prévios, prazos mínimos ou máximos, impostos sobre operações de câmbio, leilões cambiais, entre outros.

É interessante perceber que a instauração de grande parte dos mecanismos de controle cambial é fruto do deslocamento do poder das elites cafeeiras para os grandes industriais, que possuíam interesses completamente distintos em relação à política cambial. Saliente-se que inclusive a própria indústria possuía interesses conflitantes quanto à política cambial, uma vez que o mesmo câmbio valorizado que permitia a aquisição de bens e equipamentos para produção importados, permitia a importação de produtos que competiriam com a própria indústria brasileira. Daí a necessidade, por exemplo, de taxas de câmbio múltiplas e determinação de prioridades e controles sobre as importações.

Ao longo da década de 1970, o fim dos acordos de Bretton Woods, o abandono da conversibilidade entre dólar e ouro e a flutuação das moedas na Europa marcaram o cenário mundial, tendo como conseqüência a crescente liberalização dos fluxos de capitais internacionais. No Brasil, o final dos anos 1970 e o início da década de 1980 são marcados pela profunda crise que se instalou no país, tendo como pano de fundo o choque nas taxas de juros internacionais e o estancamento voluntário dos recursos externos, desencadeando a crise da dívida externa em 1982.

Começa o terceiro período da história cambial no Brasil, onde após o controle da hiperinflação com o plano Real, em 1994, inicia-se um período de regimes cambiais que alternam diferentes doses de rigidez e flexibilidade, com o objetivo de conciliar diferentes objetivos econômicos em um cenário mundial com elevada mobilidade de capitais internacionais, culminando, em 1999, na má desvalorização que permitiu uma maior flutuação da taxa de câmbio, com intervenções esporádicas do Banco Central no mercado de câmbio.

4.2 A FLUTUAÇÃO DO CÂMBIO EM 1999

Segundo Franco (2000) desde março de 1995 o Banco Central do Brasil vinha atuando ativamente no mercado de câmbio com o objetivo de manter a taxa cambial dentro da banda de flutuação determinada pela autoridade monetária. Era o regime denominado de “bandas cambiais”. A partir de maio de 1998 inicia-se um processo de ampliação da faixa permitida para a flutuação cambial, com o objetivo de gradualmente aumentar a banda até que se chegasse, num futuro distante, a um regime de câmbio efetivamente flutuante. A ampliação da banda, de acordo com o planejamento da autoridade monetária, seria lenta e gradual.

Entretanto, o ano de 1998 foi marcado por uma forte crise externa na economia brasileira, de forma que a realidade acabou se sobrepondo ao planejamento do Banco Central para a taxa de câmbio. De fato, em 1997 o mundo assistiu à explosão da crise asiática, atingindo economias que vinham crescendo a níveis espetaculares e pareciam imunes às crises externas. Posteriormente, em agosto de 1998, foi a vez da Rússia enfrentar os ataques especulativos e a crise externa. O próximo alvo era o Brasil, e assim aconteceu.

Segundo Baer (2002), as reservas brasileiras caíram de US\$ 75 bilhões em agosto de 1998 para menos de US\$ 35 bilhões em janeiro de 1999. A intensa queda do nível de reservas foi fruto do elevado déficit em conta corrente brasileiro, do grande volume de amortizações e da forte saída de capitais de curto prazo no ano de 1998. O governo tentou interromper o intenso fluxo de saída de capitais aumentando bruscamente as taxas de juros, que chegaram próximas ao nível de 50% ao ano em termos reais em setembro de 1998. No entanto, isso não foi suficiente para conter a saída de capitais e a crescente perda de credibilidade da economia brasileira, que ainda foi fortemente afetada pela declaração da moratória dos pagamentos dos serviços da dívida entre os estados, por governadores estaduais da oposição recém-eleitos. A situação vinha se tornando insustentável e, na segunda semana de janeiro de 1999, o estoque de reservas internacionais aproximava-se do piso de US\$ 20 bilhões, estabelecido pelo FMI.

No dia 13 de janeiro de 1999, o então presidente do Banco Central do Brasil, Gustavo Franco, foi substituído por Francisco Lopes, e logo em seguida foi anunciada uma nova banda, mais larga, para a flutuação da taxa de câmbio, e novas regras para a intervenção da autoridade monetária no mercado cambial. Os dois dias seguintes à implementação da nova banda e das novas regras de intervenção mostraram que o mercado não acreditava que a desvalorização esperada com a adoção dessas novas regras, que girava em torno de 12% a 15%, seria suficiente para reverter o desequilíbrio externo, de forma que nesses dois dias a cotação chegou rapidamente ao teto da banda.

Assim, no dia 15 de janeiro de 1999, o Banco Central anunciou que não mais interviria no mercado cambial com o objetivo de manter a taxa de câmbio dentro da banda de flutuação, de modo que as intervenções futuras ocorreriam “ocasionalmente e de forma limitada”. Estava instituído no Brasil o regime de taxas de câmbio flutuantes.

Os dias seguintes à adoção do novo regime mostraram forte desvalorização do real, com a taxa de câmbio chegando próxima a R\$ 2,00 por dólar em 01 de fevereiro de 1999, conforme mostra o gráfico 6 (valores médios diários para a taxa de câmbio). Considerando-se o patamar anterior de R\$ 1,21 da taxa de câmbio em 12 de janeiro de 1999, a elevação para R\$ 1,98 correspondeu a uma desvalorização de aproximadamente 64% em menos de vinte dias. Os meses seguintes mostraram elevada volatilidade com a taxa de câmbio flutuando e atingindo o teto de R\$ 2,16

por dólar em 03 de março de 1999 e o piso de R\$ 1,64 por dólar em 11 de maio de 1999.

É importante salientar que apesar de intensa, a crise cambial não pareceu ter afetado tão gravemente a atividade econômica no Brasil, como aconteceu com os países asiáticos e com o México, que experimentaram acentuadas reduções no PIB como consequência das crises cambiais. Além disso, a desvalorização do câmbio não causou um impacto muito forte sobre a taxa de inflação do país, sendo que após um salto inicial nos dois primeiros meses depois da desvalorização, a inflação caiu novamente durante quase todo o ano de 1999. (BAER, 2002).

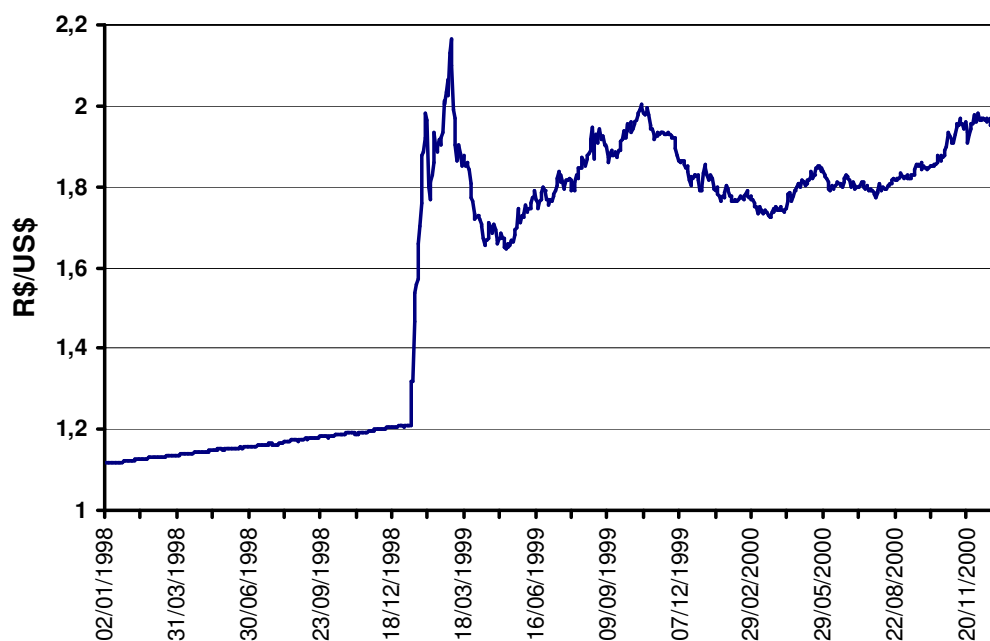


GRÁFICO 6 - TAXA DE CÂMBIO NOMINAL (R\$/US\$), JAN. 1998 - DEZ. 2000
FONTE: O autor (2008) a partir dos dados do Banco Central do Brasil

O câmbio manteve-se “desvalorizado” durante todo o ano de 1999, porém as contas externas fecharam o ano em um patamar relativamente bom, sendo que o déficit em transações correntes de US\$ 24,4 bilhões foi o menor desde 1997, houve ingresso recorde de investimento estrangeiro direto e redução significativa no déficit da balança comercial. Cabe destacar que uma parte relevante do investimento estrangeiro direto realizado ao longo de 1999 foi fruto das operações de privatização (cerca de US\$ 8,8 bilhões de um total de US\$ 30 bilhões), mas o retorno dos capitais

que haviam deixado o país no pico da crise também foi expressivo, contribuindo para o melhor desempenho do saldo em conta corrente.

No entanto, considerando-se a soma do saldo em transações correntes com o saldo da conta de capitais, que corresponde às necessidades de financiamento externo, observou-se em 1999 um total de US\$ 76,3 bilhões. Ao longo do ano também houve uma acentuada queda no nível de reservas internacionais, da ordem de US\$ 7,8 bilhões. De fato, entre março e junho de 1999 o Banco Central atuou ativamente no mercado de câmbio, utilizando cerca de US\$ 8 bilhões obtidos por empréstimos com o FMI com o intuito de manter a volatilidade cambial relativamente reduzida.

No final de outubro de 1999 a taxa de câmbio alcançou seu maior valor após o pico anterior atingido em março daquele ano, chegando ao nível de R\$2,00 por dólar. A partir de então iniciou-se um período de valorização do real que perdurou até o final do mês de março do ano 2000, quando a taxa de câmbio chegou a R\$ 1,73. Ao longo do ano 2000 o câmbio permaneceu flutuando, porém sempre abaixo do patamar de R\$ 2,00. Pode-se argumentar que a volatilidade cambial relativamente controlada nesse período foi consequência principalmente da ausência de grandes crises internacionais, que manteve o risco-país com variações reduzidas. Apesar disso, a crise argentina já começava a criar preocupações em relação ao desempenho dos países latino-americanos, e como será visto na próxima seção atingiu diretamente o Brasil no ano seguinte.

4.3 O PERÍODO JAN.2001 A DEZ.2002

No panorama econômico geral, o início de 2001 foi marcado por uma melhora nas expectativas dos agentes econômicos em relação ao futuro da economia mundial, motivada principalmente pela redução de meio ponto percentual na taxa de juros básica da economia norte-americana pelo Federal Reserve. Segundo Baer (2002), “quase todos os analistas previam outro ano com um significativo aumento do PIB da ordem de 4 a 5%”. O otimismo, no entanto, não durou muito, e pouco depois as preocupações com a desaceleração da economia norte-americana voltaram à cena. No Brasil, a forte demanda por bens de capital importados e o déficit na balança comercial tornaram a situação das contas externas mais

complicada. Somando-se a isso, a crise argentina voltou a piorar, aumentando a aversão ao risco dos investidores internacionais e conseqüentemente elevando o patamar do risco-país no Brasil, que pressionou o mercado de câmbio. Assim, a desvalorização da moeda brasileira continuou ao longo de 2001, ultrapassando o patamar de R\$ 2,00 por dólar em meados de fevereiro daquele ano.

No início do segundo trimestre surge uma nova grande preocupação na economia brasileira: a escassez de energia elétrica e a possibilidade de um verdadeiro “apagão”. Como conseqüência, as exportações se reduziram e as importações cresceram, deteriorando o saldo comercial. Enquanto isso a situação da crise na Argentina se agravava, com a manutenção do regime cambial sendo constantemente alvo de desconfiança.

Conforme mostra o gráfico 7, a taxa de câmbio apresentou, durante esse período, uma tendência de desvalorização acompanhada por elevado grau de volatilidade diante das incertezas em relação ao futuro da economia brasileira e dos possíveis desdobramentos da crise argentina, que poderiam atingir o Brasil. A constante possibilidade de *default* da dívida pública da Argentina e os pacotes que visavam à redução desse risco afetavam diretamente o risco-Brasil, contribuindo fortemente para a volatilidade do câmbio, especialmente nos meses de junho e julho. Apesar da tendência de desvalorização cambial no período, a balança comercial não respondeu imediatamente. Provavelmente, as exportações não cresceram de maneira substancial principalmente em função da escassez de energia, que ameaçava o ritmo de crescimento da economia brasileira.

O início do segundo semestre não melhorou a situação das contas externas e o cenário internacional também não era favorável, principalmente em função do mau desempenho da economia norte-americana, que parecia encerrar o ciclo de crescimento, apresentando retração no PIB. A situação da economia internacional, que já vinha atravessando um período difícil, tornou-se ainda mais crítica com os atentados terroristas ocorridos em 11 de setembro. A partir desse ponto aumentou a aversão ao risco dos investidores internacionais, prejudicando principalmente os países emergentes e levando a pressões ainda maiores sobre o câmbio, que chegou ao patamar de R\$ 2,80 por dólar.

Somente a partir de meados de outubro a taxa de câmbio encerrou sua tendência de depreciação e o real pôde voltar a se valorizar, chegando a atingir a cotação de R\$ 2,32 por dólar no final do ano de 2001.

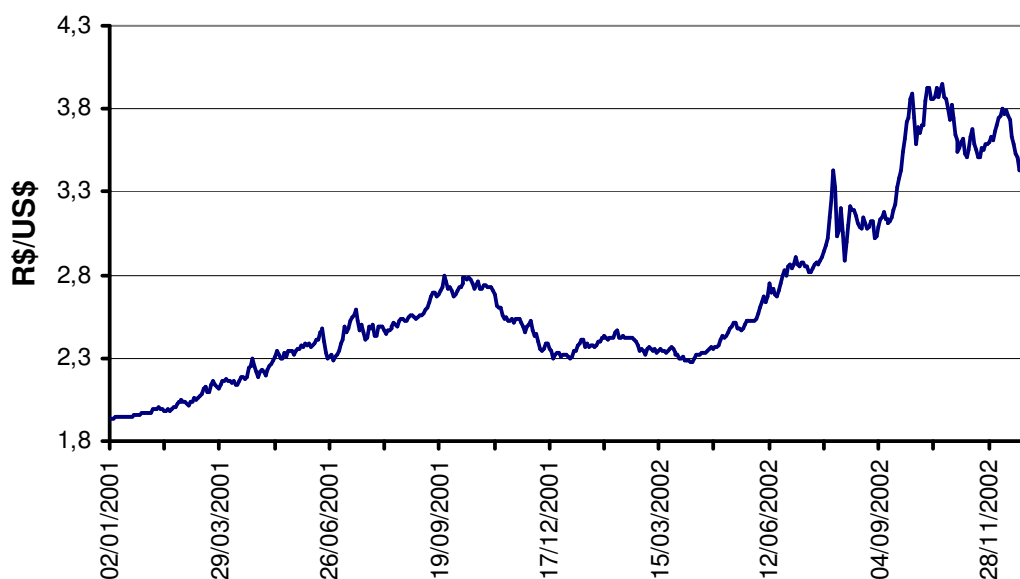


GRÁFICO 7 - TAXA DE CÂMBIO NOMINAL (R\$/US\$), JAN. 2001 - DEZ. 2002

FONTE: O autor (2008) a partir dos dados do Banco Central do Brasil

Em relação às contas externas, o ano de 2001 fechou com um superávit da balança comercial de US\$ 2,6 bilhões, o primeiro superávit anual desde 1994, e com a redução do déficit em transações correntes, que terminou o ano em US\$ 23,2 bilhões.

O início de 2002 foi marcado por um aumento da tensão em relação à crise argentina, uma vez que após dez anos de paridade cambial com o dólar houve a liberação da taxa de câmbio entre o peso e a moeda americana. A taxa de câmbio no Brasil chegou a R\$ 2,50 e permaneceu oscilando em torno de R\$ 2,40 nos quatro primeiros meses do ano.

A partir do mês de maio de 2002 a situação cambial no Brasil passou a apresentar uma mudança significativa de tendência. Partindo de um patamar pouco acima de R\$ 2,30 por dólar no início de maio, a taxa de câmbio passou a se desvalorizar, superando a cotação de R\$ 3,90 em outubro de 2002, conforme mostra o gráfico 7. Percentualmente, isso corresponde a uma desvalorização do real em relação ao dólar de aproximadamente 65% em 5 meses. O principal fator explicativo da forte elevação da cotação do dólar nesse período foi a tensão associada às eleições presidenciais que ocorreram em outubro daquele ano. O risco-país, medido pelo JP Morgan, praticamente triplicou no período, passando de 718 pontos-base de *spread* sobre os títulos do tesouro norte-americano no final de março, para 2.314

pontos-base no final de julho. Além disso, a ocorrência de escândalos financeiros nos Estados Unidos, a percepção de que a recuperação da economia americana vinha perdendo dinamismo e os efeitos defasados da crise na Argentina contribuíram para o cenário de forte desvalorização do real ao longo de 2002.

O elevado grau de volatilidade do câmbio permitiu, no entanto, que as contas externas se equilibrassem mais facilmente, apesar de gerar pressões inflacionárias e instabilidade no nível de atividade. A dívida pública, que na época tinha considerável parcela atrelada à variação cambial, apresentou elevação, forçando o aumento das taxas de juros em resposta à crescente desconfiança em relação à sustentabilidade da dívida pública brasileira. Adicionalmente, a rejeição do mercado pelos títulos públicos de renda fixa ampliou-se pela exigência de marcação à mercado dos fundos de investimentos que aplicavam recursos nesses títulos.

Após o encerramento das eleições, no final do mês de outubro, o câmbio interrompeu a trajetória de depreciação da moeda nacional e nos meses de novembro e dezembro de 2002 oscilou na faixa de R\$ 3,70 por dólar. O ano de 2002 fechou as contas externas com um déficit de US\$ 7,7 bilhões nas transações correntes, mas com um saldo expressivo na balança comercial de US\$ 13,1 bilhões. É importante destacar, ainda, que a instabilidade gerada pela tensão pré-eleitoral foi um importante teste para o regime de metas de inflação, implementado no Brasil em 1999. Apesar da forte volatilidade do câmbio e do risco-país, a inflação, apesar de ter se elevado durante o ano, manteve-se em níveis aceitáveis e não comprometeu a credibilidade do regime.

4.4 O PERÍODO JAN.2003 A MAR.2008

O ano de 2003 foi marcado pelo início do novo governo, através de uma transição relativamente tranqüila e uma percepção por parte do mercado de que a política econômica não sofreria modificações bruscas, e que os compromissos anteriormente assumidos seriam honrados.

O gráfico 8 apresenta o comportamento da taxa de câmbio nominal, desde o início do novo governo até o mês de março de 2008. O gráfico permite evidenciar a forte tendência de queda da taxa de câmbio (apreciação do real) que caracterizou praticamente todo o período em questão, especialmente após um período de relativa

estabilidade cambial entre março de 2003 e abril de 2004, onde a taxa de câmbio flutuou pouco em torno de R\$ 2,90. Desde então, o real vem se valorizando consideravelmente, e conforme discutido em detalhes no capítulo 2 desse trabalho, o dólar vem perdendo prestígio em relação às demais moedas. É importante destacar, no entanto, que a moeda brasileira foi a que apresentou a maior valorização nominal no período em questão, quando comparada às moedas da Europa (euro), Japão (iene), China (iuane) e Índia (rúpia). As razões para a apreciação do real nesse período são tema de intenso debate, e essa dissertação tem o objetivo de contribuir, através da análise dos dados empíricos realizada no capítulo 5, para um melhor entendimento desta questão.

É importante destacar que a taxa de inflação brasileira observada ao longo do período foi maior que a taxa de inflação norte-americana, de modo que se considerarmos a taxa de câmbio real, a valorização da moeda brasileira diante do dólar foi ainda maior, conforme mencionado no capítulo 2.

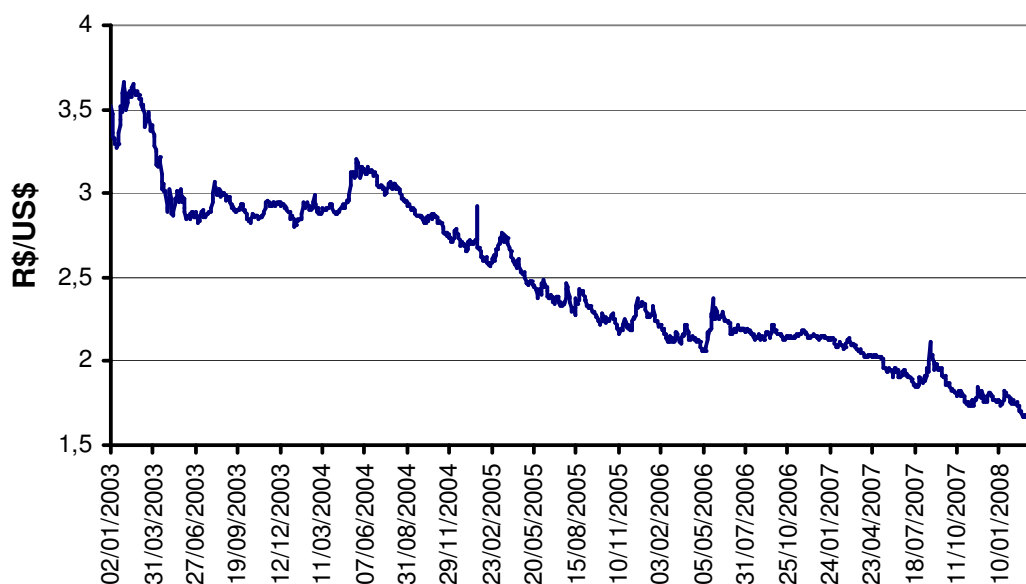


GRÁFICO 8 - TAXA DE CÂMBIO NOMINAL (R\$/US\$), JAN. 2003 - MAR. 2008

FONTE: O autor (2008) a partir dos dados do Banco Central do Brasil

Em relação às contas externas, o período avaliado apresenta uma importante característica: o saldo da balança comercial, desde janeiro de 2003 até março de 2008 apresentou superávits em todos os meses. O gráfico 4.4 apresenta o comportamento da balança comercial brasileira ao longo do período considerado,

destacando o expressivo saldo que vem sendo obtido pelo comércio internacional no Brasil.

O bom resultado da balança comercial neste período é fruto de uma conjugação de diversos fatores, entre eles a melhoria da qualidade e produtividade das empresas brasileiras e a forte elevação no preço das *commodities* nos mercados internacionais, uma vez que as principais exportações brasileiras ainda são de produtos básicos. O bom resultado da balança comercial é destacado por alguns analistas como um dos principais fatores que levaram à forte apreciação do real ao longo do período.

É bastante provável que os expressivos saldos comerciais tenham de fato influenciado diretamente a apreciação da taxa de câmbio. No entanto, a questão do quanto isso foi importante para o câmbio permanece em aberto, e um dos objetivos da discussão apresentada no capítulo 5 é exatamente procurar medir, considerando obviamente todas as limitações da metodologia utilizada, o quanto a balança comercial impactou diretamente as variações cambiais.

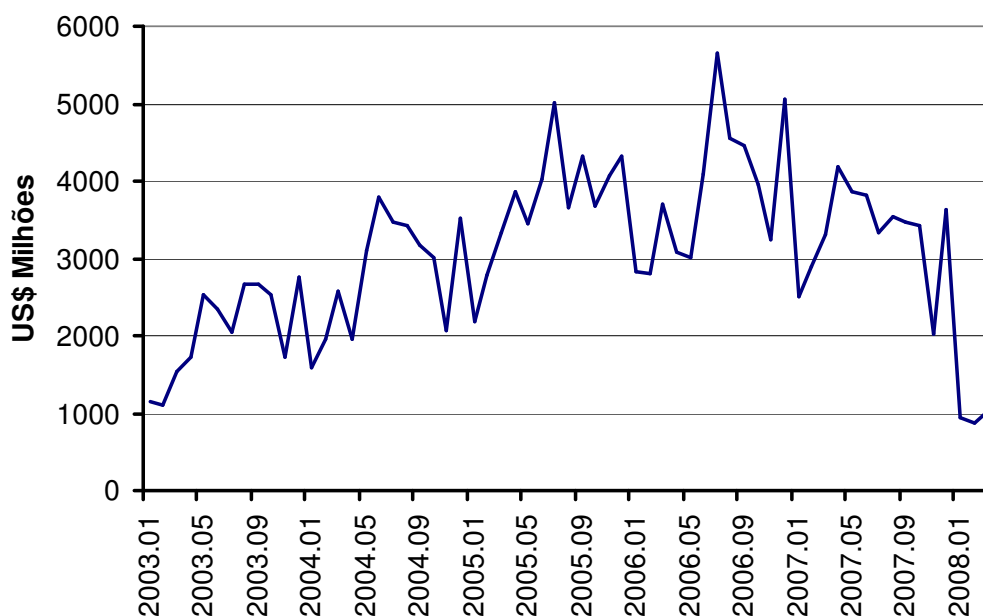


GRÁFICO 9 - BALANÇA COMERCIAL, BRASIL, JAN. 2003 - MAR. 2008
FONTE: O autor (2008) a partir de dados do Banco Central do Brasil

O comportamento do saldo em transações correntes ao longo do período considerado, no entanto, apresentou variações mais intensas. De fato, de acordo com o gráfico 10, as transações correntes apresentaram um elevado grau de volatilidade, alternando déficits e superávits. É interessante observarmos que, a

partir de outubro de 2007, mesmo com a manutenção de superávits na balança comercial, o saldo em transações correntes passou a apresentar déficits expressivos.

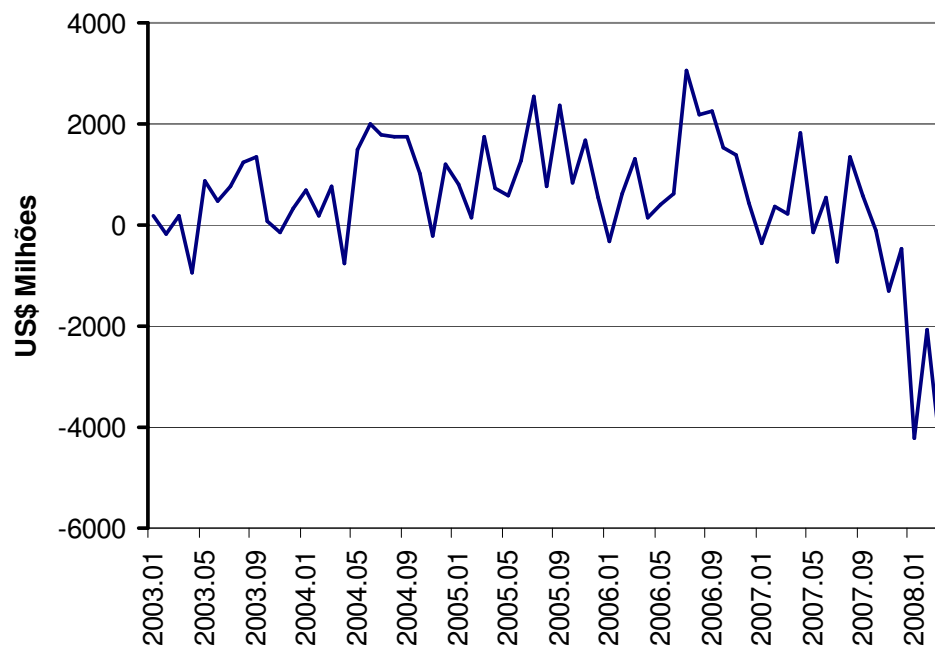


GRÁFICO 10 - SALDO EM TRANSAÇÕES CORRENTES, BRASIL, JAN. 2003 - MAR. 2008
FONTE: O autor (2008) a partir de dados do Banco Central do Brasil

5 ANÁLISE EMPÍRICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL

Nesta seção apresentaremos o desenvolvimento do modelo para a determinação das variações cambiais, a execução dos testes econométricos e os resultados obtidos com o exercício. Conforme mencionado na introdução desta dissertação, o exercício econométrico tem o objetivo principal de avaliar o peso dos fatores explicativos das variações cambiais, assunto que gerou um intenso debate econômico, especialmente a partir do início do ano de 2003. Em relação a esse debate, podemos destacar a posição de alguns estudiosos. Márcio Garcia⁹, afirma que:

[...] a apreciação cambial que vivemos após a crise de 2002 é fruto principalmente da grande melhora de nossa balança comercial, mercê do significativo aumento de nossas exportações. É um resultado absolutamente padrão em economia a apreciação da moeda de um país que sofre um choque positivo em seus termos de troca (a relação entre os preços das exportações e o preço das importações) [...].

Yoshiaki Nakano¹⁰, por outro lado, coloca que:

Um dado muito importante para entender a taxa é que em torno de 98% do volume total de operações de câmbio são operações financeiras: compra-se moeda estrangeira como ativo financeiro, ou para comprar ativos financeiros. Desta forma, a formação da taxa de câmbio tem muito mais a ver com as operações no mercado financeiro do que com mercado de exportações e importações [...].

Para Delfim Netto¹¹, a questão cambial ainda não foi completamente esclarecida pela ciência econômica e está freqüentemente ligada a aspectos ideológicos, segundo o autor:

A prova da insuficiência da teoria econômica para explicar o funcionamento da taxa cambial é a quantidade de explicações contraditórias que se apresentam. Existem pelo menos três tribos compostas, cada uma delas, por notáveis economistas (medidos por suas performances em áreas menos conflituosas) – todos tentando apresentar a solução científica. Mas nenhuma delas, quando olhada a fundo, deixa de incorporar um certo contrabando ideológico à boa ciência.

⁹ O Estado de São Paulo, fevereiro de 2007, O Banco Central e o câmbio.

¹⁰ Valor Econômico, julho de 2006, A inflação aleija e a taxa de câmbio mata.

¹¹ Carta Capital, novembro de 2005, Ciência e fé no câmbio.

O ex-presidente do Banco Central do Brasil, Gustavo Franco¹², apresenta quatro hipóteses para explicar o câmbio valorizado:

[...] A) Trata-se de artificialismo ou populismo devido a atos e omissões do Banco Central; B) Trata-se de excessivo conservadorismo na fixação dos juros decorrente de condições fiscais precárias; C) Trata-se de circunstâncias excepcionalmente favoráveis na economia global; D) Trata-se de decorrência natural de melhores fundamentos na economia, portanto, não é circunstancial, mas tendencial.

Franco destaca em seguida que as hipóteses A e B vem perdendo popularidade e afirma: “Os economistas estão divididos sobre a importância do diferencial de juros para explicar as entradas de capital, que, aliás, só estão mesmo volumosas em áreas onde os juros não têm muita importância (investimento em ações de empresas brasileiras, por exemplo)”. E conclui:

Não há dúvida que a explicação C é a dominante, e não exatamente em razão da conta de capitais, mas por conta do preço das *commodities* [...], mas novidade mesmo é a reabilitação da explicação D, principalmente a partir da consciência, cada vez mais generalizada, que os efeitos de o país atingir o chamado “grau de investimento” já estão sendo antecipados pelo mercado.

A partir dos exemplos acima citados, fica evidente a importância e a controvérsia no debate recente sobre a taxa de câmbio no Brasil. Dessa forma, para avaliar a questão, este capítulo apresenta um exercício econométrico baseado em um modelo adaptado da paridade descoberta da taxa de juros, que considera a variação do diferencial de juros e a variação do risco-país como os principais determinantes das variações cambiais.

5.1 TRABALHOS EMPÍRICOS SOBRE TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL

Esta seção pretende apresentar, resumidamente, trabalhos selecionados que tratam do estudo empírico da taxa de câmbio no Brasil, ou que utilizam um modelo de determinação cambial similar ao desenvolvido nesta dissertação.

O primeiro trabalho a ser discutido é o artigo desenvolvido por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), intitulado “*Implementing Inflation Targeting in Brazil*”

¹² Época, abril de 2007, O Real forte: quatro hipóteses e uma má notícia

editado pelo Banco Central como *Working Paper Series*. Apesar de o tema principal do artigo não ser o câmbio, e sim a implementação do regime de metas de inflação, a definição de um modelo para a formação da taxa de câmbio é parte fundamental do trabalho. Os autores utilizam uma adaptação do modelo da paridade descoberta da taxa de juros (UIP-*Uncovered Interest Parity*), cuja equação fundamental segue o mesmo padrão do desenvolvimento apresentado na próxima seção (5.2). Posteriormente os autores inserem a equação da taxa de câmbio em um modelo completo contendo uma curva IS e uma curva de Philips. É importante salientar que os autores desse trabalho não realizam testes econométricos específicos para o modelo de determinação das variações cambiais.

O segundo trabalho a ser discutido também é uma publicação do Banco Central do Brasil, trata-se do *Working Paper Series* intitulado “*Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model*”. O trabalho foi desenvolvido por Muinhos, Freitas e Araújo (2001) e trata especificamente de um modelo para a formação e previsão da taxa de câmbio. Nesse caso, os autores utilizam três alternativas de modelos para a determinação da taxa de câmbio, sendo que uma delas é a adaptação da paridade descoberta da taxa de juros, tal qual o desenvolvimento da seção 5.2. Os autores destacam que, diferentemente da tradicional UIP, em que as variações cambiais dependem do diferencial de juros “em nível”, no modelo adaptado denominado RWMS (*Random Walk with Monetary Surprise*) apenas variações no diferencial de juros causam variações na taxa de câmbio. Isso acontece porque o modelo RWMS é, de fato, a primeira diferença do modelo UIP.

O terceiro trabalho a ser discutido é o artigo desenvolvido por Holland (2006), intitulado *Exchange Rate Volatility and the Fear of Floating in Brazil*. Nesse artigo o autor analisa se o Brasil sofre do denominado “medo de flutuar” (discutido na seção 3.5.3). Holland conclui que o Brasil não sofre do medo de flutuar e que o Banco Central brasileiro não se preocupa com a dinâmica da taxa de câmbio tanto quanto se preocupa com a inflação. Para chegar a esse resultado o autor utiliza a metodologia VAR aplicada sobre uma adaptação do modelo UIP muito similar ao modelo desenvolvido na seção 5.2 desta dissertação. O autor também destaca nesse artigo a importância do risco-país como fator explicativo das variações cambiais no Brasil.

Um quarto trabalho a ser citado é o texto para discussão do Departamento de Economia da PUC-RIO elaborado por Carneiro e Wu (2002), intitulado “Câmbio, Juros e o Movimento de Reservas: faz sentido o uso de um *quebra-molas?*”. O artigo em questão analisa a relação entre a variação de reservas e os movimentos de juros e câmbio na economia brasileira para um período específico, utilizando também um modelo baseado na UIP. Nesse caso, entretanto, os autores inserem a variação das reservas internacionais no modelo, considerando que a variação de reservas é uma forma, entre outras, de se calcular o fluxo de capitais internacionais no Brasil. A partir da condição de não-arbitragem da UIP, mas considerando-se alguma rigidez na mobilidade de capitais, os autores chegam a equação fundamental de seu modelo, que apresenta como variável dependente a variação no nível de reservas e como variáveis que a determinam a variação do risco-país, a variação na desvalorização esperada da taxa de câmbio e o diferencial entre os juros domésticos e internacionais. O modelo é baseado em premissas diferentes das desenvolvidas na seção 5.2 desta dissertação, que podem inclusive serem consideradas mais fortes, especialmente em relação à formação de expectativas. A equação obtida ao final do desenvolvimento, porém, apresenta semelhança com a utilizada nesta dissertação e nos textos anteriormente citados.

5.2 O MODELO

Nesta seção será apresentado o desenvolvimento do modelo econométrico a ser testado nas próximas seções. A base teórica do modelo é a paridade descoberta da taxa de juros. Considerando a equação (7) apresentada na seção 3.4, temos:

$$E_t [e_{t+1}] - e_t = i_t - i_t^* - x_t \quad (7)$$

onde: $E_t [e_{t+1}]$ é o valor esperado do logaritmo da taxa de câmbio em t+1, e_t é o logaritmo da taxa de câmbio em t, i_t é o logaritmo de um mais a taxa de juros doméstica, i_t^* é o logaritmo de um mais a taxa de juros internacional e x_t é o risco-país.

Para testar o modelo empiricamente, é necessária uma definição a respeito de como são formadas as expectativas em relação à taxa de câmbio a vigorar no próximo período $E_t[e_{t+1}]$. Uma alternativa proposta por Dornbusch (1976) supõe que a depreciação esperada da taxa de câmbio é proporcional à discrepância entre a taxa de câmbio de longo prazo e a taxa de câmbio à vista corrente.

Obviamente, nesse caso, é necessária a distinção entre a taxa de câmbio de longo-prazo, para a qual a economia finalmente convergirá, e a taxa de câmbio à vista (*spot*) corrente. Dornbusch mostra que este processo de formação de expectativa é consistente com previsão perfeita. Esta proposta, porém, apresenta o inconveniente da necessidade de se determinar a taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo da economia, assunto em geral bastante controverso.

Uma outra alternativa, utilizada por Bogdanski *et al.*¹³ (2000) no trabalho que orienta a implementação do sistema de metas de inflação pelo Banco Central do Brasil, e por Muinhos *et al.* (2001), supõe apenas como as expectativas se modificam ao longo do tempo, sem a necessidade de se determinar o valor efetivo da taxa de câmbio esperada no próximo período. Essa abordagem é denominada modelo RWMS, isto é, *Random Walk with Monetary Surprise*, que relaciona os movimentos na taxa de câmbio nominal a movimentos nos diferenciais de juros ajustados pelo prêmio de risco. O modelo parte da hipótese de que as mudanças nas expectativas da taxa de câmbio seguem um *white noise process*, isto é:

$$E_t[e_{t+1}] - E_{t-1}[e_t] = \eta_t \quad (15)^{14}$$

De acordo com o desenvolvimento de Bogdanski *et al.* (2000) e Muinhos *et al.* (2001), tirando a primeira diferença da equação (7), temos:

$$(E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t) - (e_t - e_{t-1}) = \Delta i_t - \Delta i_t^* - \Delta x_t \quad (16)$$

Substituindo a equação (15) na equação (16), temos:

¹³ Os trabalhos de Bogdanski *et al.* (2000) e Muinhos *et al.* (2001) fazem parte do *working paper series* do Banco Central do Brasil.

¹⁴ Esta hipótese significa que não irão ocorrer maiores perturbações na taxa de câmbio esperada para o próximo período. Um *white noise* apresenta média zero e variância constante.

$$\eta_t - \Delta e_t = \Delta i_t - \Delta i_t^* - \Delta x_t$$

ou

$$\Delta e_t = \Delta x_t - \Delta(i_t - i_t^*) + \eta_t \quad (17)$$

A equação (17) mostra que a variação na taxa de câmbio nominal é função da variação no prêmio de risco e da variação no diferencial entre os juros domésticos os juros internacionais, mais o termo de erro. Este resultado, conforme destacado por Muinhos *et al.* (2001), é um pouco diferente do apresentado pela tradicional paridade descoberta da taxa de juros. O modelo da equação (17), denominado modelo RWMS (*random walk with monetary surprise*), apesar de incorporar algumas hipóteses fortes, apresenta duas características desejáveis:

- i) nesta especificação não há necessidade da elaboração de hipóteses a respeito de taxas de câmbio futuras;
- ii) combina a hipótese de *random walk* com a característica desejável de que as taxas de câmbio são sensíveis à variações nos diferenciais de taxas de juros.

Assim, o modelo econométrico considerando os coeficientes desconhecidos é expresso pela equação (18):

$$\Delta e_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \Delta(i_t - i_t^*) + \eta_t \quad (18)$$

Este modelo de determinação das variações cambiais foi escolhido para a realização dos testes econométricos por ser utilizado em diversos trabalhos do Banco Central do Brasil, inclusive no que orienta a implementação do regime de metas de inflação. O modelo também é utilizado por Holland (2006), em um trabalho que avalia a volatilidade da taxa de câmbio no Brasil e o medo de flutuar, conforme apresentado na seção anterior.

5.3 METODOLOGIA

Para analisar as relações entre as variáveis de interesse no presente estudo e o seu comportamento ao longo do tempo, o trabalho recorreu às ferramentas do

ramo da econometria conhecido como séries temporais. De fato, os dados econômicos costumam apresentar-se geralmente sob duas formas: séries temporais e dados de *cross-section*. Por série temporal entende-se a seqüência de dados ordenados ao longo do tempo de uma determinada variável econômica. Já os dados em *cross-section*, ou em corte transversal, mostram a observação de uma determinada variável econômica em um mesmo instante do tempo para um conjunto de entidades diferentes.

5.3.1 Processos Estacionários

Dentro do estudo das séries temporais destacam-se duas visões a respeito do comportamento das variáveis econômicas: o entendimento de que as séries podem ser decompostas em tendência, ciclo, sazonalidade e termo errático, e a abordagem que considera que as séries temporais são integralmente geradas por um processo estocástico¹⁵.

Em geral, os desenvolvimentos mais recentes em séries temporais são baseados na segunda abordagem. A maioria das ferramentas desenvolvidas para o estudo das séries temporais só podem ser aplicadas a processos estocásticos estacionários. Segundo Gujarati (2004, p. 797),

A stochastic process is said to be stationary if its mean and variance are constant over time and the value of the covariance between the two time periods depends only on the distance or gap or lag between the two time periods and not the actual time at which the covariance is computed.

Na literatura de séries temporais, um processo estocástico que atende tais condições é denominado fracamente estacionário¹⁶.

¹⁵ Quando gerada por um processo estocástico, a série temporal é entendida como uma realização particular do processo mais geral. Formalmente, segundo Peracchi (2000), um processo estocástico é uma função Z definida no espaço $\Omega \times T$, tal que para cada $t \in T$, $Z(.,t)$ é uma variável aleatória definida em um espaço de probabilidade (Ω, A, P) . Um processo estocástico é, portanto, uma seqüência $\{Z(.,t), t \in T\}$ de variáveis aleatórias definidas em um mesmo espaço de probabilidade (Ω, A, P) .

¹⁶ Formalmente, um processo estocástico $\{y(t), t \in T\}$ é fracamente estacionário se as seguintes condições forem satisfeitas para qualquer t :

- $E[y(t)] = \mu$
- $V[y(t)] = E[y(t) - \mu]^2 = \sigma^2$
- $E[(y(t) - \mu)(y(t-k) - \mu)] = f(k), k = 1, 2, \dots$

A avaliação da estacionariedade das séries é uma etapa importante da realização do exercício econométrico, uma vez que as conclusões obtidas a partir do estudo só podem ser consideradas válidas de uma forma mais abrangente se as séries forem consideradas estacionárias. Assim, para a avaliação da estacionariedade das séries selecionadas, foi utilizado o teste de raiz unitária¹⁷ ADF (*Augmented Dickey Fuller*). Dickey e Fuller (1979) propuseram testes com a finalidade de testar a existência de uma raiz unitária em y_t , quando o processo gerador da série é expresso por um dos três modelos apresentados a seguir:

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

onde: ε_t é um ruído branco.

As três equações acima representam um *random walk* com tendência e intercepto, um *random walk* com intercepto e um *random walk* puro, respectivamente. Subtraindo y_{t-1} de ambos os lados das equações acima, é possível reescrevê-las da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

onde $\gamma = \rho - 1$

De acordo com Fava (2000, p. 247):

Em síntese, os testes de Dickey-Fuller consistem em estimar as três equações acima por mínimos quadrados ordinários e comparar as estatísticas t resultantes aos valores críticos gerados por Dickey e Fuller. Para as hipóteses conjuntas, a estatística do teste é construída a partir da soma dos quadrados dos resíduos das equações de regressão.

¹⁷ Quando uma série temporal possui raiz unitária ela é considerada não-estacionária. Assim, os termos não estacionário, raiz unitária e *random walk* podem ser tratados como sinônimos.

O teste apresenta a estatística ADF, que é um número negativo. Quanto mais negativa a estatística ADF, maior é a probabilidade de se rejeitar corretamente a hipótese nula de que existe raiz unitária na série.

5.3.2 Co-integração

O estudo das séries temporais pressupõe a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo econômico. Granger e Newbold (1974) demonstraram que existe uma alta probabilidade de duas variáveis econômicas geradas por dois *random walks* diferentes apresentarem uma relação de causalidade estatisticamente aceitável. Tal fenômeno é conhecido na literatura econométrica como regressão espúria. Assim, para confirmar se de fato as séries temporais do modelo econômico apresentam relação de equilíbrio de longo prazo, faz-se necessária a análise de co-integração. Conforme Engle e Granger (1987), a definição de co-integração é a seguinte:

Seja x_t um vetor ($N \times 1$). Os componentes de x_t são ditos co-integrados de ordem (d,b) , denotado por $x \sim CI(d,b)$ se:

1. todos os componentes de x_t são $I(d)$;
2. existe um vetor $\alpha \neq 0$ tal que

$$z_t = \alpha' x_t \sim I(d-b), b > 0$$

O vetor α é chamado vetor de co-integração.

Portanto, a definição de co-integração requer, em primeiro lugar, que todas as variáveis do modelo sejam integradas de mesma ordem¹⁸. A segunda condição da definição de co-integração é que a combinação linear das variáveis do modelo resulta em uma série cuja ordem de integração é menor do que as séries originais. (FAVA, 2000, p. 250).

Para a avaliação da existência de co-integração entre as variáveis econômicas do modelo, o presente trabalho utilizou o teste de co-integração de Johansen. A implementação do teste de co-integração foi baseada no pacote econométrico E-views 5.0, que segue a metodologia desenvolvida em Johansen (1991,1995).

¹⁸ Esta é a definição de co-integração no sentido restrito. Campbell e Perron (1991) mostraram a possibilidade de variáveis integradas de ordens diferentes serem co-integradas.

5.3.3 A Metodologia VAR

Para realizar as análises econométricas o presente trabalho empregou ferramentas específicas para o estudo das séries temporais, com destaque para a metodologia VAR (*vector autoregression*). Antes da apresentação da metodologia VAR, contudo, será feita uma breve discussão a respeito dos modelos de variáveis defasadas.

Assim, considere o seguinte modelo de regressão dinâmico:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \beta_3 x_{t-1} + \gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

Segundo Greene (2003), modelos neste formato específico incluem como variáveis do lado direito da equação valores antigos e contemporâneos dos regressores. É também nesse contexto que valores defasados da própria variável dependente aparecem como consequência das bases teóricas do modelo e não em função de meios computacionais de remoção de autocorrelação. Existem diversas razões que explicam porque efeitos defasados podem aparecer em modelos empíricos:

- Na modelagem de resposta de variáveis econômicas a estímulos, é esperado que exista a possibilidade de longas defasagens entre os estímulos e os impactos efetivos sobre as variáveis.
- Tanto a variável dependente como as variáveis independentes podem ser baseadas em expectativas. Expectativas a respeito de eventos econômicos são geralmente formadas pela agregação de novas informações a experiências passadas. Assim, os valores defasados da variável dependente influenciam diretamente a expectativa do valor futuro desta mesma variável.
- Certas decisões econômicas são explicitamente direcionadas pela história de atividades relacionadas. Por exemplo, a demanda de energia dos agentes é claramente uma função não apenas dos preços correntes e da renda, mas também dos estoques de capital que utilizam energia. Em termos macroeconômicos, a demanda de energia se comporta dessa maneira – o estoque de automóveis e a sua correspondente demanda por gasolina são claramente direcionadas por preços passados da gasolina e dos automóveis.

Dessa forma o modelo de regressão apresentado pode ser estendido para um conjunto de diversas variáveis. O modelo autoregressivo resultante, então, pode ser escrito utilizando a notação vetorial:

$$\overline{y}_t = \overline{\mu} + \Gamma_1 \overline{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_p \overline{y}_{t-p} + \overline{\varepsilon}_t \quad (26)$$

onde: $\overline{\varepsilon}_t$ é um vetor de inovações ou choques não auto-correlacionados com média zero e matriz de covariância contemporânea $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Omega$, \overline{y}_t é um vetor de k variáveis endógenas, $\Gamma_1 \dots \Gamma_p$ são matrizes de coeficientes a serem estimados e p é o número de defasagens. Esse sistema de equações é denominado vetor autoregressivo, ou VAR. (GREENE, 2003).

Dito de outra forma, um VAR é um modelo econométrico utilizado para capturar a evolução e a interdependência entre diversas séries de tempo, bem como os impactos dinâmicos no sistema de perturbações aleatórias nas variáveis.

A metodologia VAR remete à modelagem de equações simultâneas nas quais consideram-se diversas variáveis endógenas em conjunto. Cada variável endógena é explicada por seu próprio valor passado, ou defasado, e por valores defasados das demais variáveis endógenas do modelo (GUJARATI, 2004). Em geral, no modelo VAR, todas as variáveis são consideradas endógenas. De acordo com Sims¹⁹(1980), o criador do método, não deveria haver, *a priori*, qualquer distinção entre variáveis endógenas e exógenas.

Segundo Greene (2003), a metodologia VAR foi primeiramente utilizada em modelos macroeconômicos. A motivação por trás do uso de VARs em macroeconomia vai além de questões estatísticas, segundo o autor. Os grandes modelos de equações estruturais dos anos 1950 e 1960 foram construídos a partir de fundamentos teóricos que não se provavam satisfatórios. O fato de que os modelos VAR apresentavam um melhor desempenho em termos de previsão do que os grandes modelos estruturais sinalizou aos pesquisadores que poderia haver um problema fundamental na metodologia em que se baseavam tais modelos. Em relação a essa base de fundamentação, a crítica mais severa aos modelos

¹⁹ C. A. Sims, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, vol. 48, 1980, pp. 1–48.

estruturais veio na denominada “crítica de Lucas” (1976), na qual o autor argumenta que os “parâmetros” das “regras de decisão” incorporadas aos sistemas de equações estruturais não permanecia estável quando as políticas econômicas sofriam mudanças, ainda que as regras anteriormente fossem apropriadas. Assim, o paradigma que fundamenta a modelagem por sistemas de equações estruturais para a análise macroeconômica poderia ter uma falha fundamental.

Os argumentos anteriormente apresentados direcionaram os pesquisadores para o uso de modelos menos estruturados para a elaboração de previsões. Dessa forma, não foi apenas a forma das equações que sofreu alterações. As próprias variáveis das equações também sofreram modificações; um VAR não é apenas a forma reduzida de algum modelo estrutural. Para propósitos de análise e previsão da atividade macroeconômica e para a avaliação de mudanças em políticas e estímulos externos na economia, pesquisadores vem considerando que VARs simples e de escala reduzida, sem as possíveis falhas nos fundamentos teóricos, vem se mostrando tão bons quanto ou ainda melhores do que os sistemas de equações estruturais de grande escala. (GREENE, 2003).

Em termos práticos, o maior desafio na modelagem VAR é escolher o número ideal de defasagens a serem consideradas. (GUJARATI, 2006). Assim, neste trabalho, foram utilizados diversos critérios para a seleção do número de defasagens dos modelos, destacando-se o critério de informação de Akaike (AIC), o critério de Schwarz e o critério de Hannan-Quinn. O critério de informação de Akaike parte da idéia de impor uma punição pelo acréscimo de regressores ao modelo. Ao comparar dois ou mais modelos, será dada preferência àquele que apresentar o menor valor no índice definido pelo critério como:

$$AIC = e^{2k/n} \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n} = e^{2k/n} \frac{SQR}{n} \quad (27)$$

onde k é o número de regressores (incluindo o intercepto) e n é o número de observações. SQR é a soma dos quadrados dos resíduos.

O critério de informação de Schwarz parte do mesmo princípio, porém impondo uma punição ainda maior que o AIC. Assim como o AIC, o critério de Schwarz ao comparar dois ou mais modelos dá preferência àquele que apresentar o menor valor no índice definido como:

$$SC = n^{k/n} \frac{\sum \hat{u}^2}{n} = n^{k/n} \frac{SQR}{n} \quad (28)$$

A interpretação dos coeficientes do VAR costuma não ser fácil, especialmente quando existem várias defasagens no modelo e quando os sinais dos coeficientes se alternam. Por essa razão, é comum examinar a função de resposta ao impulso (*IRF – Impulse response Function*) na modelagem VAR para verificar como a variável dependente responde a inovações nos termos de erro. (GUJARATI, 2006).

A análise gráfica das funções impulso-resposta é uma maneira prática de visualizar o comportamento da variável dependente em resposta a uma série de choques. É importante destacar que a ordenação das variáveis tem grande influência sobre análise da função impulso-resposta. A importância da ordenação depende da magnitude do coeficiente de correlação entre os termos de erro. (ENDERS, 2004).

Uma outra ferramenta bastante utilizada na análise VAR é a decomposição da variância dos erros de previsão. Essa análise informa a proporção dos movimentos de uma variável devido a choques próprios *versus* choques nas demais variáveis. Em pesquisas aplicadas, é comum que a própria variável explique grande parte da variância dos erros de previsão em horizontes de curto-prazo e em proporções menores no longo-prazo. A decomposição da variância apresenta a mesma sensibilidade da função impulso-resposta em relação à ordenação das variáveis.

A análise da função impulso-resposta em conjunto com a decomposição da variância, conhecida como *innovating accounting*, é considerada uma ferramenta útil para examinar a relações entre variáveis econômicas (ENDERS, 2004).

5.4 BASE DE DADOS

Conforme o modelo desenvolvido na seção 5.2, um conjunto de variáveis foi selecionado para o estudo do processo de formação da taxa de câmbio. Os dados utilizados na análise empírica foram extraídos do Banco Central do Brasil, da base de dados do Fundo Monetário Internacional – FMI (*International Financial Statistics – IFS*), do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e do JP Morgan. Os dados têm periodicidade mensal e abrangem o período de janeiro de 2003 a março

de 2008. As séries avaliadas no estudo econométrico foram as seguintes: taxa de câmbio nominal, taxa de juros doméstica, taxa de juros internacional, risco-país e saldo da balança comercial. Além dessas séries, foram apresentadas no capítulo 2 as séries da taxa de câmbio real, da taxa de inflação brasileira e da taxa de inflação norte-americana.

Com relação à taxa de câmbio nominal, foi escolhido o preço médio de compra do dólar americano ao longo do mês, medido em R\$/US\$. A série correspondente é a de número 3697 do Bacen.

Para a taxa de câmbio real, foi utilizado o índice da taxa de câmbio real (IPCA) – junho/1994 = 100 (dólar americano). Os dados referentes a essa série foram obtidos do Bacen.

Para a avaliação da variável taxa de juros doméstica foi escolhida a taxa Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia) acumulada no mês, anualizada (em %), correspondente à série número 4189 do Bacen. A taxa Selic foi escolhida por ser considerada a taxa de juros “básica” da economia brasileira e por ser a referência para a maior parcela dos títulos da dívida pública.

Com relação à variável taxa de juros internacional, foi utilizada a taxa de juros dos fundos federais do Tesouro norte-americano (% ao ano). Essa variável foi escolhida como *proxy* da taxa de juros internacional, uma vez que os títulos dos fundos federais norte-americanos são considerados de baixo risco e representam a principal alternativa para os investidores internacionais em relação às outras oportunidades de investimento. Os dados foram obtidos do FMI (*International Financial Statistics*).

Para a balança comercial foi utilizada a série número 2732 do Bacen, que representa o saldo mensal da balança comercial do balanço de pagamentos do Brasil em US\$ milhões.

Com relação à variável taxa de inflação doméstica foi utilizado o IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo), calculado pelo IBGE. O IPCA é o índice oficial do regime de metas de inflação no Brasil.

Para a taxa de inflação norte-americana, foi utilizada a taxa de inflação ao consumidor nos Estados Unidos (índice 1995=100) série número 3794 do IPEA, obtida a partir do banco de dados do FMI (IFS).

Finalmente a medida do prêmio de risco utilizada, conforme discutido na seção 3.4, foi o índice EMBI+ Brazil medido em pontos base pelo JP Morgan. O EMBI+ é construído como uma composição dos seguintes instrumentos de dívida para os países emergentes: *Bradies*, *eurobonds*, e *traded loans* emitidos pelo governo soberano. O retorno diário para cada um dos instrumentos é computado; para cada tipo de instrumento, uma média ponderada com base na capitalização de mercado do retorno total diário é construída; e o mesmo é feito para os três tipos de instrumento. O resultado é um retorno composto para o mercado total EMBI+, medido em pontos-base sobre os títulos do Tesouro Norte-Americano.²⁰

5.5 APLICAÇÃO DOS TESTES NO MODELO UIP ADAPTADO

Nesta seção serão apresentados os testes econométricos realizados e os resultados obtidos. O período considerado para aplicação dos testes foi janeiro de 2003 a março de 2008. Os testes foram aplicados sobre o modelo da paridade descoberta da taxa de juros adaptado (modelo RWMS, conforme desenvolvimento da seção 5.2).

Conforme demonstrado na seção 5.2, a variação da taxa de câmbio a partir da paridade descoberta da taxa de juros pode ser escrita da seguinte forma:

$$\Delta e_t = \Delta x_t - \Delta(i_t - i_t^*) + \eta_t \quad (17)$$

ou considerando os coeficientes desconhecidos para o modelo econométrico:

$$\Delta e_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \Delta(i_t - i_t^*) + \eta_t \quad (18)$$

O gráfico 11 apresenta o comportamento histórico das séries consideradas nesse modelo.

²⁰ Conforme publicação do Banco Central do Brasil, *Frequently Asked Questions Series, Country Risk*, Agosto de 2005.

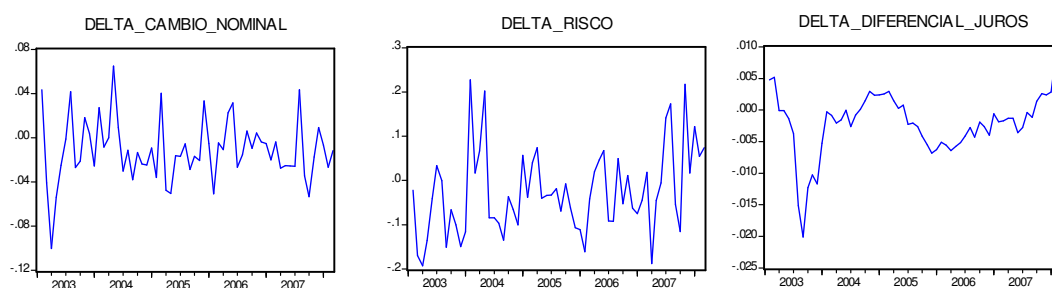


GRÁFICO 11 - VARIAÇÃO DO CAMBIO NOMINAL, DIFERENCIAL DE JUROS E RISCO-PAÍS
 FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0.

a) Avaliação da estacionariedade das séries

A primeira etapa para a elaboração do estudo econométrico é a avaliação da estacionariedade das séries do modelo. Para essa avaliação foi realizado o teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) que testa a hipótese nula de presença de raiz unitária na série temporal. De acordo com o modelo definido pela equação (18) as variáveis avaliadas pelo teste ADF foram: variação da taxa de câmbio nominal, variação do risco-país e variação do diferencial entre a taxa de juros doméstica e internacional²¹. Os resultados obtidos são apresentados na tabela 1.

TABELA 1 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA (ADF) – MODELO UIP ADAPTADO

Variável	Defasagens	Tendência	Intercepto	ADF	Valor Crítico 5%
Delta_Cambio_Nominal	0	Não	Sim	-7.128*	-2,910
Delta_Risco	0	Não	Não	-5,522*	-1,946
Delta_Diferencial_Juros	0	Não	Não	-2,207**	-1,946

FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

NOTA: * Significativo a 1% ** Significativo a 5%

Os resultados dos testes de raiz unitária sinalizam que as três séries avaliadas são estacionárias em nível, a 5% de significância²².

²¹ Para a realização dos testes foram utilizados os logaritmos neperianos das três variáveis do modelo em questão, conforme o desenvolvimento da seção 3.4.

²² Cabe salientar que as séries observadas são as variações (primeira diferença) das séries de câmbio nominal, risco-país e diferencial de juros em nível, uma vez que o modelo teórico assim as

b) O Modelo VAR

A segunda etapa do exercício econométrico foi a avaliação da existência de co-integração entre as séries do modelo de acordo com o teste de Johansen. O resultado do teste de Johansen indica a existência de co-integração entre as séries do modelo, conforme as tabelas 2 e 3, mostrando que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a taxa de câmbio nominal, o risco-país e o diferencial de juros.

TABELA 2 - TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN - UNRESTRICTED COINTEGRATION RANK TEST (TRACE)

Hypothesized		Trace	0.10	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,319883	28,53416	27,06695	0,0694
At most 1 *	0,071349	5,404755	13,42878	0,7644
At most 2 *	0,015929	0,963432	2,705545	0,3263

Trace Test indica a existência de 1 eq. de co-integração a 10% de significância
FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

TABELA 3 - TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN - UNRESTRICTED COINTEGRATION RANK TEST (MAXIMUM EIGENVALUE)

Hypothesized		Max-Eigen	0.10	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,319883	23,12940	18,89282	0,0258
At most 1 *	0,071349	4,441323	12,29652	0,8101
At most 2 *	0,015929	0,963432	2,705545	0,3263

Max-Eigenvalue Test indica a existência de 1 eq. de co-integração a 10% de significância
FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

Um ponto importante na definição do VAR é a escolha do número de defasagens a serem consideradas no modelo. A tabela 4 apresenta os resultados dos critérios para seleção de defasagens aplicados sobre as séries em estudo. Os

considera. Dessa forma, uma outra interpretação possível seria a de que as variáveis originais (em nível) são estacionárias em primeira diferença.

critérios de seleção apresentam diferentes sugestões de defasagens para o modelo VAR. Os critérios de Schwarz e Hannan-Quinn selecionaram o modelo com uma defasagem. O critério de informação de Akaike, *Final Prediction Error* e LR selecionaram o modelo com cinco defasagens. Optou-se por trabalhar com o modelo VAR de uma defasagem para a continuidade do exercício econométrico. Cabe salientar que esse modelo não apresenta o problema de autocorrelação serial dos resíduos²³.

TABELA 4 - CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE DEFASAGEM DO VAR – MODELO UIP ADAPTADO

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	423,219	NA	7.93e-11	-14,7445	-14,6370	-14,7028
1	460,2735	68,90755	2.96e-11	-15,7289	-15,29878*	-15,56174*
2	467,9261	13,42569	3.12e-11	-15,6816	-14,9289	-15,3891
3	469,7937	3,07987	4.03e-11	-15,4314	-14,3561	-15,0135
4	482,6585	19,86143	3.57e-11	-15,5670	-14,1691	-15,0237
5	501,4852	27,08409*	2.58e-11*	-15,91176*	-14,1913	-15,2431

FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

NOTA: * indica a ordem de defasagem selecionada pelo modelo

Conforme discutido na seção 5.3, devido à dificuldade em se interpretar os coeficientes estimados para o modelo VAR é usual avaliar os resultados por meio da função impulso-resposta e da decomposição da variância (*innovating accounting*). É importante lembrar que as inferências obtidas através da análise da função impulso-resposta e da decomposição da variância se mostram extremamente sensíveis à ordenação das variáveis no VAR.

Em função disso, foi utilizado o teste *Granger Causality/Block Exogeneity Wald* para definir um ordenamento estatisticamente consistente das variáveis no VAR. O teste *Granger Causality/Block Exogeneity Wald* calcula a significância conjunta de cada variável endógena defasada para cada equação do VAR. Além disso, o teste também fornece a significância conjunta de todas as variáveis endógenas defasadas na equação. Os resultados do teste realizado são apresentados na tabela 5.

²³ Através do Teste LM testou-se a hipótese nula de não correlação serial. Estimando o modelo com uma defasagem, a estatística LM, a 5% de significância, assume valor de 15,62 (Prob=0,0753) o que resulta na impossibilidade de rejeição da hipótese nula de não correlação serial dos resíduos.

TABELA 5 - TESTE *GRANGER CAUSALITY/BLOCK EXOGENEITY WALD* – MODELO UIP ADAPTADO

	Variável Dependente					
	Delta_Cambio_Nominal		Delta_Risco		Delta_Diferencial_Juros	
	Chi-Sq	Prob	Chi-Sq	Prob	Chi-Sq	Prob
Delta_Cambio_Nominal			5,21	0,02	0,74	0,39
Delta_Risco	8,64	0,003			0,18	0,67
Delta_Diferencial_Juros	7,90	0,005	0,11	0,73		
Total	11,97	0,003	6,69	0,04	0,75	0,69

FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0.

NOTA: O total representa apenas a soma da estatística qui-quadrado, não a soma das probabilidades.

O teste demonstra, a partir da estatística qui-quadrado, que a taxa de câmbio nominal é a variável “mais endógena” do modelo, seguida pelo risco-país e por último pelo diferencial de juros. Para a ordenação das variáveis no modelo VAR parte-se da variável mais exógena para a mais endógena, de forma que temos a seguinte ordenação: variação do diferencial de juros, variação do risco-país e variação da taxa de câmbio nominal.

Isso significa que, no modelo, a variação no diferencial de juros não responde contemporaneamente à inovações nas outras duas variáveis. Por outro lado, a variável de maior interesse em nosso estudo, a variação cambial, por ser a variável mais endógena, é afetada logo no primeiro período por inovações nas demais variáveis. Esse resultado é bastante desejável, uma vez que o objetivo principal do exercício é verificar como a taxa de câmbio nominal se comporta quando temos variações nas outras variáveis de interesse, e assim é possível a avaliação dos impactos logo a partir do primeiro período.

O gráfico 12 apresenta as funções impulso-resposta da taxa de câmbio à inovações de um desvio padrão na própria taxa de câmbio, no risco-país e no diferencial entre a taxa de juros doméstica e internacional. De acordo com Enders (2004), as funções impulso-resposta mostram os efeitos de longo prazo nas séries temporais quando há um determinado choque exógeno em alguma das variáveis endógenas do modelo. As linhas contínuas representam as funções impulso-resposta, enquanto as linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança de dois desvios padrão. São analisados os impactos ocorridos até um período de 10

meses após os choques. A análise da função impulso-resposta é particularmente útil para a observação da direção, do tempo de duração e do padrão de reação da resposta da variável de interesse a impulsos de um desvio padrão contemporâneos e futuros nas variáveis endógenas do modelo.

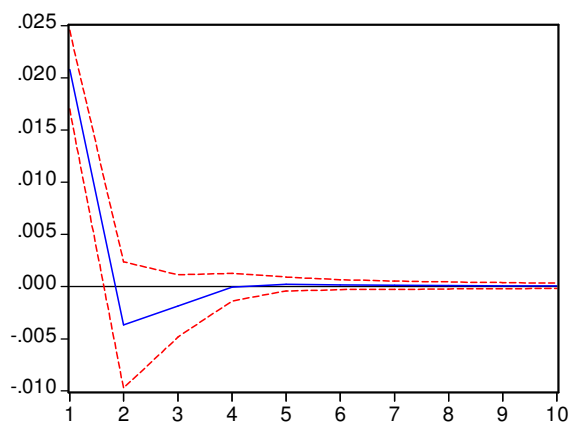
O primeiro gráfico apresenta a resposta da variação da taxa de câmbio nominal a um choque nela mesma. Observa-se que o choque produz uma resposta de intensidade relativamente alta, porém de curta duração, cessando o impacto a partir do quarto período após a inovação. Intuitivamente, podemos interpretar esse resultado considerando que os agentes econômicos tendem, no curto prazo, a elevar suas expectativas em relação ao preço futuro do dólar quando há uma apreciação no valor corrente da moeda americana. Esse comportamento é bastante comum entre as variáveis econômicas, ainda em especial para aquelas que possuem um forte componente expectacional, como é o caso da taxa de câmbio.

O segundo gráfico mostra a resposta da variação da taxa de câmbio nominal a um choque na variação do risco-país. Verifica-se que o choque, tal como no caso acima, produz uma resposta de intensidade relativamente elevada e também de curta duração, praticamente cessando o efeito a partir do terceiro período após a inovação. Esse resultado pode ser interpretado intuitivamente, considerando que o aumento do risco-país, em pontos-base, tende a afugentar os capitais estrangeiros de curto-prazo investidos em títulos domésticos, aumentando imediatamente a demanda por dólares para remessas ao exterior.

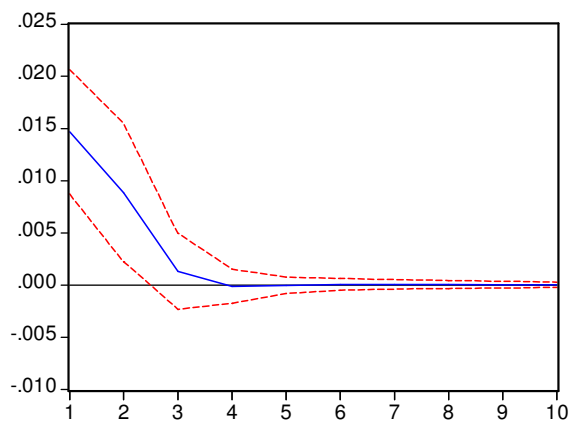
O último gráfico apresenta a resposta da variação da taxa de câmbio nominal a um choque na variação do diferencial de juros. Observa-se que o choque, nesse caso, causa uma resposta de menor intensidade sobre a variação cambial. Entretanto, é interessante notar que a duração do efeito é maior que nos casos anteriores, cessando praticamente apenas no décimo período após a inovação (apesar de apresentar tendência decrescente após o segundo período).

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of DELTA_CAMBIO_NOMINAL to DELTA_CAMBIO_NOMINAL



Response of DELTA_CAMBIO_NOMINAL to DELTA_RISCO



Response of DELTA_CAMBIO_NOMINAL to DELTA_DIFERENCIAL_JUROS

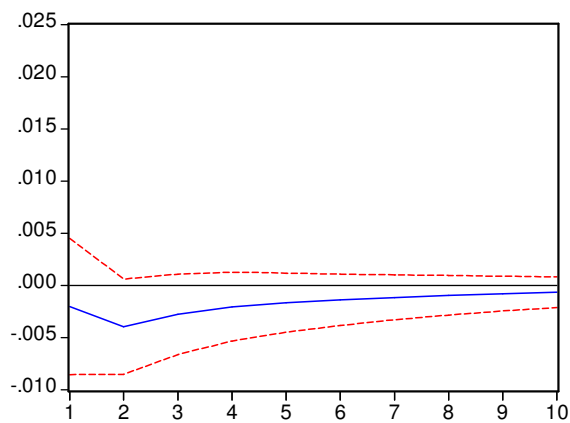


GRÁFICO 12 - FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DO CÂMBIO – MODELO UIP ADAPTADO
 FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

Intuitivamente, entende-se que um aumento no diferencial de juros (por exemplo, um aumento nos juros domésticos mantendo os juros internacionais constantes) tende a apreciar a moeda nacional (queda na taxa de câmbio R\$/US\$), uma vez que há imediatamente um aumento na oferta de dólares, via atração de capitais estrangeiros de curto-prazo para os títulos domésticos.

Após a avaliação das respostas da taxa de câmbio a impulsos próprios e nas demais variáveis, cabe a análise da decomposição da variância. A decomposição da variância é considerada uma ferramenta útil de análise, uma vez que mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis em questão, desde o primeiro até o *n-ésimo* período à frente.

Holland (2006, p.15) destaca que a decomposição da variância fornece um método alternativo de ilustrar a dinâmica do sistema em relação à análise da função impulso-resposta. Segundo o autor,

The variance decomposition decomposes variation of an endogenous variable into the component shocks to the endogenous variables in the VAR. The variance decomposition gives information about the relative importance of each random innovation to the variables in the VAR.

A análise da decomposição da variância, conforme a tabela 6, mostra que as variações na taxa de câmbio nominal são fortemente determinadas pela própria taxa de câmbio do período anterior. No primeiro período, cerca de 66% da variação do câmbio é explicada pelo próprio câmbio. Essa participação se reduz gradativamente, até atingir cerca de 57% no décimo período após o choque. Isso pode ser interpretando, conforme avaliado na resposta ao impulso, como sendo o papel da própria variação cambial sobre as expectativas dos agentes, que naturalmente tende a se dissipar com o passar do tempo. Observa-se também a forte presença do risco-país explicando as variações da taxa de câmbio nominal. Nesse sentido, o risco-país no primeiro período explica cerca de 33% das variações na taxa de câmbio. Essa variável aumenta sua participação na explicação das variações cambiais, e responde por cerca de 38% das mesmas no décimo período.

A variação no diferencial de juros também influencia as variações na taxa de câmbio nominal, porém em grau bastante inferior às duas variáveis anteriores. É importante salientar, no entanto, que a participação dessa variável na explicação das variações cambiais é a que mais cresce proporcionalmente até o décimo período. De fato, no primeiro período, a variação no diferencial de juros explica apenas 0,62% da

variação cambial, sendo que no décimo período a participação aumenta para cerca de 5%. Portanto, a influência da variação no diferencial de juros sobre o câmbio tem um impacto menor no curto-prazo, mas tal impacto tende gradualmente a crescer com o passar do tempo.

Esse resultado mostra, como será discutido mais detalhadamente adiante, que a política monetária, isto é, a determinação da meta para a taxa de juros básica da economia pelo Banco Central, tem efeitos diretos sobre a taxa de câmbio nominal. Entretanto, os fatores macroeconômicos mais amplos e a própria conjuntura externa, representados pelo risco-país, têm um impacto mais intenso sobre a taxa de câmbio, especialmente no curto-prazo.

TABELA 6 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA (%), CÂMBIO NOMINAL – MODELO UIP ADAPTADO

Período	S.E.	Delta_Cambio		Delta_Diferencial
		Nominal	Delta_Risco	Juros
1	0,02554	66,3059	33,0670	0,62716
2	0,02757	58,6917	38,7099	2,5984
3	0,0278	58,1619	38,2935	3,5446
4	0,02788	57,8511	38,0901	4,0587
5	0,02793	57,6513	37,9540	4,3947
6	0,02796	57,5133	37,8612	4,6255
7	0,02799	57,4183	37,7980	4,7837
8	0,028	57,3535	37,7549	4,8916
9	0,02801	57,3093	37,7255	4,9652
10	0,02802	57,2792	37,7054	5,0154

FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

5.6 AVALIAÇÃO DOS RESULTADOS

Os testes realizados na seção anterior permitem a elaboração de uma avaliação a respeito do processo de formação da taxa de câmbio, especialmente para o caso brasileiro. A observação dos resultados dos testes econométricos, através da análise da função impulso-resposta e da decomposição da variância,

mostra que a taxa de câmbio nominal no Brasil, no período de janeiro de 2003 a março de 2008, apresentou como principais determinantes a própria variação cambial e a variação do risco-país.

Em linhas gerais, podemos pensar que a influência da taxa de câmbio sobre a sua própria variação pode ser entendida, em parte, como o papel das expectativas dos agentes sobre a taxa de câmbio. Conforme discutido no primeiro capítulo, as transações cambiais acontecem não somente para liquidar os pagamentos de bens e serviços, mas em grande medida devido à operações de *hedge* e especulação. A influência das expectativas nesse tipo de operação é extremamente relevante.

De fato, em geral, a expectativa para o valor futuro de uma variável depende fortemente do valor atual dessa variável, de modo que uma variação brusca no valor corrente de uma variável provavelmente afetará a expectativa de seu valor futuro. No processo de formação de expectativas conhecido como “expectativas adaptativas”, os agentes utilizam os valores passados da variável como principal referência para a formação do valor futuro esperado. Assim, a hipótese de que a taxa de câmbio afeta a sua própria variação, via formação de expectativas, parece ser bastante plausível.

A outra variável importante que determina a variação cambial, segundo o resultado do estudo econométrico, é o prêmio de risco ou risco-país. Holland (2006), em um estudo que avalia a volatilidade da taxa de câmbio no Brasil e o medo de flutuar, cita o estudo de Calvo e Reinhart (2002), que utiliza um modelo simples para descrever porque um país supostamente poderia preferir taxas de câmbio que variam suavemente. O modelo parte da hipótese de que a variância das taxas de câmbio são independentes da variância do prêmio de risco, ou em suas próprias palavras, “*variance of the exchange rates are independent of the variance of the risk premium*”.

Holland (2006) destaca, no entanto, que para o caso brasileiro, a variância do prêmio de risco parece ser uma das principais fontes de volatilidade da taxa de câmbio. Na mesma linha, o resultado do estudo econométrico apresentado nesse trabalho demonstra que para o caso brasileiro, no período considerado, a variação do risco-país é uma variável extremamente relevante para explicar as variações cambiais.

É fato que o Brasil atualmente é considerado um país emergente, isto é, um país que está em fase de crescimento, cuja economia ainda não atingiu sua plena maturidade. Em função dessa posição no cenário mundial, os investidores

internacionais ainda olham as oportunidades de investimento no Brasil, tanto direto quanto em carteira, com bastante cuidado, apesar de reconhecerem que o potencial de retorno desses investimentos pode ser bastante alto.

Como consequência, a medida do risco-Brasil é extremamente relevante para os investidores internacionais como um importante balizador para as decisões de investimento, em especial para os investimentos de curto e médio prazos em títulos brasileiros. Conforme discutido na introdução deste trabalho, os mercados financeiros na atualidade apresentam um alto grau de internacionalização, de forma que as transações entre títulos e moedas de diferentes países podem ocorrer de maneira muito rápida e com baixos custos.

Tal situação permite que os investidores modifiquem rapidamente seus *portfolios*, gerando volumosas transações entre diferentes moedas que influenciam diretamente as taxas de câmbio. Assim, variações na medida do risco-país podem afetar a taxa de câmbio brasileira, principalmente em função desse tipo de operação.

Neste ponto cabe uma discussão a respeito de como a medida do risco-país é formada e qual o seu significado mais amplo em termos econômicos. Antes disso, contudo, é importante salientar que não existe uma medida única e consensual que represente a percepção do risco em se investir em um determinado país.

Em termos práticos, no entanto, as agências especializadas em classificação de risco divulgam índices que procuram avaliar o risco de se investir em um determinado país. De uma forma ampla, esses índices procuram medir a capacidade e a “vontade” dos países honrarem seus compromissos, isto é, o pagamento dos juros e principal das dívidas assumidas.

Em relação à capacidade de honrar seus compromissos, temos como principais determinantes variáveis macroeconômicas como a taxa de crescimento do PIB, a taxa de inflação, a relação dívida pública/PIB, e o saldo da balança comercial, entre outras, e a condução da política econômica pela autoridade monetária. Quanto à “vontade” de honrar seus compromissos, a análise é mais subjetiva e diretamente ligada às questões políticas e ideológicas, bem como à estabilidade do regime e à qualidade das instituições.

Dentre as medidas do risco de se investir no Brasil, destaca-se a realizada pelo JP Morgan, denominada EMBI+ *Brazil*. Conforme discutido na seção 5.3, o EMBI+ *Brazil* é um índice que representa o *spread* entre o retorno de uma carteira de instrumentos da dívida externa brasileira e o retorno dos títulos do tesouro norte-

americano. Assim, o índice do risco-país depende, não apenas da situação das principais variáveis macroeconômicas do país em questão, mas também fortemente da situação da economia dos Estados Unidos, uma vez que os títulos do tesouro desse país são a referência para a formação do índice.

Dessa forma verificamos que o risco-país capta, de maneira abrangente, a situação da economia brasileira em termos macroeconômicos, bem como a situação da economia central, representada pelos Estados Unidos da América. Por ser formado com base em uma série de indicadores macroeconômicos, incluindo aqueles que formam os denominados “fundamentos” da economia, o risco-país pode ser interpretado como uma medida que reflete amplamente a situação da economia do país.

Conforme avaliado no estudo econométrico apresentado, essa medida abrangente da situação da economia do país pode ser considerada a principal determinante das variações cambiais no Brasil. Com base nesse resultado é interessante avaliarmos o desdobramento qualitativo dos determinantes das variações cambiais no Brasil, quais sejam: a situação do ambiente externo, especialmente da economia norte-americana, a situação das contas externas brasileiras, com destaque para a balança comercial e o comportamento das principais variáveis macroeconômicas domésticas, como a taxa de crescimento do PIB, a taxa de inflação e a relação entre a dívida pública e o PIB.

O estudo econométrico mostrou, ainda, que a condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil, considerando-se principalmente a determinação da taxa de juros básica da economia, é uma variável que também participa do processo de formação da taxa de câmbio. Em comparação com a própria variação cambial e com o risco-país, no entanto, a relevância do diferencial de juros é consideravelmente menor.

Apesar disso, a importância do diferencial de juros como fator explicativo das variações cambiais apresentou uma tendência de crescimento ao longo do tempo, resultado demonstrado pela decomposição da variância. Dessa forma, o estudo indica que a política monetária não tem um efeito tão intenso sobre as variações cambiais quanto as variáveis que determinam o risco-país, mas que apesar disso os efeitos de variações nas taxas de juros tendem a ter uma duração superior aos choques no risco-país.

Os resultados, portanto, vão ao encontro da idéia de que a apreciação da moeda brasileira, desde o início de 2003, foi fortemente determinada pelas condições da economia internacional, em especial pela perda de prestígio do dólar americano e pela melhoria nas condições das contas externas brasileiras, principalmente em relação à balança comercial, pelo controle da inflação doméstica e pela redução substancial da parcela da dívida pública atrelada ao câmbio.

A política monetária certamente teve efeito sobre as variações cambiais, no entanto, segundo os resultados dos testes, esse efeito teve menor participação na explicação do câmbio, especialmente no curto-prazo.

5.7 APLICAÇÃO DOS TESTES NA EXTENSÃO DO MODELO UIP ADAPTADO INCLUINDO A BALANÇA COMERCIAL

Nesta seção faremos a análise do modelo econométrico proposto na seção anterior com a inclusão da variação no saldo da balança comercial. O objetivo de aplicarmos os testes neste modelo é a avaliação da importância direta do saldo comercial sobre as variações cambiais, uma vez que, conforme mencionado no início deste capítulo, a balança comercial é considerada por muitos analistas o principal determinante da taxa de câmbio²⁴.

De fato, diversos trabalhos investigam a relação entre a taxa de câmbio e o saldo comercial. Holland, Canuto e Xavier (1998), por exemplo, apresentam um artigo que avalia empiricamente a relação entre taxas reais de câmbio, elasticidade-renda de importações e exportações, crescimento relativo ao resto-do-mundo e saldo comercial na economia brasileira no período de 1981 a 1995.

Assim, a inclusão do saldo da balança comercial no modelo econométrico previamente desenvolvido tem o objetivo de avaliar o impacto direto do “lado real” das transações internacionais, ou seja, do comércio de bens sobre a taxa de câmbio.

É importante salientar, contudo, que o exercício realizado nesta seção considera a liberdade de utilização da metodologia VAR sem uma base teórica sedimentada. Assim, os resultados obtidos nesta seção devem ser avaliados com muito cuidado, e de certa forma procuram apenas apresentar um possível caminho

²⁴ Nas citações apresentadas no início do capítulo 5, Márcio Garcia (2007) destaca a importância do superávit comercial como fator determinante das variações cambiais.

de continuidade da pesquisa no futuro. O principal resultado obtido nesta dissertação foi o apresentado na seção anterior, uma vez que naquele caso partimos de um modelo com uma sólida consistência teórica.

Tendo em mente as considerações acima, a equação (18), considerando a inclusão da variação do saldo da balança comercial, torna-se:

$$\Delta e_t = \alpha_1 \Delta(i_t - i_t^*) + \alpha_2 \Delta x_t + \alpha_3 \Delta \text{saldoBC} + \eta_t \quad (29)$$

O gráfico 13 apresenta o comportamento histórico da série do saldo comercial²⁵.

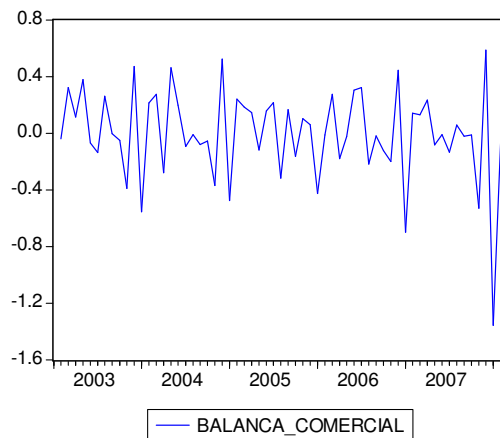


GRÁFICO 13 - VARIAÇÃO DO SALDO DA BALANÇA COMERCIAL
FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

a) Estacionariedade das Séries

A primeira etapa para a elaboração deste segundo estudo econométrico foi a avaliação da estacionariedade da série adicionada. Para essa avaliação foi realizado o teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) para identificar a possível presença de raiz unitária. Os resultados obtidos são apresentados na tabela 7.

²⁵ A série avaliada é a variação do logaritmo do saldo da balança comercial

TABELA 7 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA (ADF) – EXTENSÃO DO MODELO

Variável	Defasagens	Tendência	Intercepto	ADF	Valor Crítico 5%
Delta_Balanca Comercial	0	Não	Não	-12,20904*	-1,946

FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

NOTA: *Significativo a 1% **Significativo a 5%

b) O Modelo VAR

Conforme a seção anterior, a segunda etapa do exercício econométrico foi a avaliação da existência de co-integração entre as séries do modelo de acordo com o teste de Johansen. O resultado do teste de Johansen indica a existência de co-integração entre as séries do modelo²⁶, mostrando que há uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio, o risco-país, o diferencial de juros e o saldo da balança comercial.

O passo seguinte foi a avaliação do número de defasagens mais adequado para o modelo VAR. A tabela 8 apresenta os critérios de seleção de defasagem avaliados para as séries do modelo.

TABELA 8 - CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DE DEFASAGEM DO VAR – EXTENSÃO DO MODELO

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	407,9966	NA	8,20e-12	-14,17532	-14,03195	-14,11960
1	459,0178	93,09139	2,40e-12*	-15,40413	-14,68727*	-15,12554*
2	469,0042	16,81919	3,00e-12	-15,19313	-13,90278	-14,69166
3	476,7112	11,89859	4,10e-12	-14,90215	-13,03831	-14,17780
4	494,4320	24,87129	4,02e-12	-14,96253	-12,52520	-14,01530
5	524,0438	37,40440*	2,68e-12	-15,44013*	-12,42932	-14,27003

FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

NOTA: * indica a ordem de defasagem selecionada pelo modelo

²⁶ O teste de traço indica a existência de uma equação de co-integração a 10% de significância e o teste *Max-eigenvalue* indica a existência de uma equação de co-integração a 10% de significância.

Nesse modelo os critérios de seleção de defasagem indicam ordens diferentes para o VAR. Os critérios de Schwarz, Hannan-Quinn e *Final Prediction Error* indicam o modelo com uma defasagem e o critério de Akaike indica o modelo com cinco defasagens. Optou-se por trabalhar com o modelo de uma defasagem, uma vez que este não apresenta o problema de autocorrelação dos resíduos²⁷ e foi selecionado por três critérios. Além disso, os testes realizados na seção anterior também utilizaram o modelo com uma defasagem, de forma que a manutenção desse critério permite a comparação entre os modelos de forma mais direta.

Seguindo o desenvolvimento da seção anterior, foi realizado o Teste de *Granger Causality/Block Exogeneity Wald* para definir um ordenamento estatisticamente consistente para as variáveis deste modelo. Os resultados são apresentados na tabela 9.

TABELA 9 - TESTE GANGER CAUSALITY/BLOCK EXOGENEITY WALD – EXTENSÃO DO MODELO

	Variável Dependente							
	Delta_Cambio_Nominal		Delta_Risco		Delta_Diferencial_Juros		Delta_Balanca	
	Chi-sq	Prob	Chi-sq	Prob	Chi-sq	Prob	Chi-sq	Prob
Delta_Cambio_Nominal			4,597	0,032	0,413	0,521	0,040	0,841
Delta_Risco	7,559	0,006			0,027	0,868	1,429	0,232
Delta_Diferencial_Juros	7,693	0,006	0,125	0,724			0,024	0,875
Delta_Balanca	0,184	0,668	0,219	0,640	1,252	0,263		
Total	11,983	0,007	6,828	0,078	2,002	0,572	2,160	0,540

FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

Portanto, o teste *Granger Causality/Block Exogeneity Wald* demonstra, a partir da estatística qui-quadrado, que a variação da taxa de câmbio é a variável “mais endógena” do modelo, seguida pela variação do risco-país, do saldo da balança comercial e por último pelo diferencial de juros. Para a ordenação das variáveis no modelo VAR parte-se da variável mais exógena para a mais endógena, de forma que temos a seguinte ordenação: variação do diferencial de juros, variação do saldo da balança comercial, variação do risco-país e variação da taxa de câmbio nominal. Isso significa que, no modelo, a variação do diferencial de juros não responde contemporaneamente à inovações nas outras três variáveis. Por outro lado, a variável de maior interesse em nosso estudo, a taxa de câmbio nominal, por

²⁷ Através do Teste LM testou-se a hipótese nula de não correlação serial. Estimando o modelo com uma defasagem, a estatística LM assume valor de 19,73 (Prob=0,2322), o que resulta na impossibilidade de rejeição da hipótese nula de não correlação serial dos resíduos.

ser a variável mais endógena, é afetada logo no primeiro período por inovações nas demais variáveis.

As funções impulso-resposta para uma alteração de um desvio padrão são apresentadas no Gráfico 14, onde observa-se que a inclusão da variável não influenciou os resultados dos choques no próprio câmbio nominal, no risco-país e no diferencial de juros, sendo que tais resultados são praticamente os mesmos que os apresentados na seção anterior.

O primeiro gráfico da primeira coluna apresenta a resposta da variação do câmbio nominal ao choque na variação da balança comercial. O choque produziu uma resposta de pequena intensidade, com curta duração, praticamente cessando o efeito a partir do terceiro período após a inovação. O sentido da variação cambial devido a um choque sobre a balança foi o mesmo apresentado pelo choque no diferencial de juros.

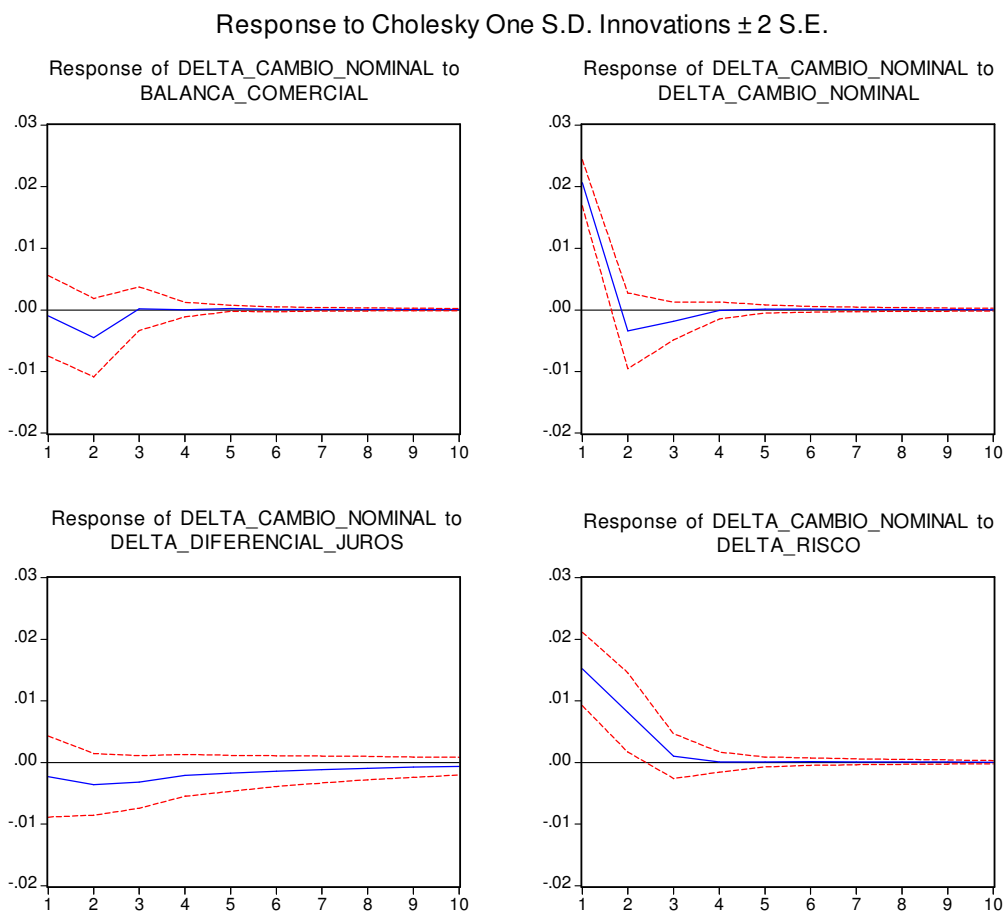


GRÁFICO 14 - FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DO CÂMBIO NOMINAL – EXTENSÃO DO MODELO

FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

Essa análise mostra que a variável adicionada tem impactos diretos sobre o câmbio, porém sua magnitude é pequena e sua duração é relativamente curta. É importante lembrarmos que a balança comercial possivelmente afeta o câmbio indiretamente, via risco-país, já que esse último depende de uma série de diversas variáveis macroeconômicas.

A tabela 10 apresenta a decomposição da variância, mostrando a maior presença da variação do câmbio nominal e da variação no risco-país como principais determinantes da variação cambial, seguidos pela variação no diferencial de juros e no saldo da balança comercial.

É interessante observar, no entanto, que a variação no diferencial de juros e na balança comercial são as duas variáveis que apresentam maior crescimento percentual como fatores explicativos da variação cambial ao longo do tempo. De fato, a variação no diferencial de juros, no primeiro período, explica 0,79% da variação cambial, aumentando sua participação para 5,05% no décimo período. A variação na balança comercial, no primeiro período, explica 0,14% da variação cambial, aumentando sua participação 2,67% no décimo período.

TABELA 10 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA (%), CÂMBIO NOMINAL – EXTENSÃO DO MODELO

Período	S.E.	Delta_Balanca	Delta_Nominal	Delta_Dif_Juros	Delta_Risco
1	0,299724	0,141415	64,25116	0,788053	34,81937
2	0,333800	2,753425	56,55817	2,314141	38,37427
3	0,336878	2,706896	55,94442	3,544302	37,80439
4	0,337570	2,691938	55,63370	4,080226	37,59414
5	0,337649	2,688620	55,41539	4,450322	37,44567
6	0,337708	2,682833	55,27840	4,684158	37,35461
7	0,337729	2,679432	55,18531	4,842217	37,29304
8	0,337746	2,677010	55,12453	4,945552	37,25291
9	0,337756	2,675469	55,08422	5,014053	37,22626
10	0,337763	2,674435	55,05766	5,059197	37,20870

FONTE: O autor (2008) a partir do software E-views 5.0

O resultado do teste, portanto, mostrou uma pequena participação direta da variação no saldo comercial sobre a taxa de câmbio. Esse resultado parece indicar

que as variações nos saldos comerciais tendem a afetar a taxa de câmbio mais através de uma mudança de posicionamento da economia brasileira no cenário internacional do que diretamente através da entrada de dólares no mercado de câmbio. Um período longo de superávits na balança comercial tende a ampliar o nível de reservas e a melhorar a imagem do país em relação à capacidade de pagamento dos compromissos anteriormente assumidos. Por esse motivo, a balança comercial é vista normalmente como um importante fator determinante do risco-país.

Assim, parte considerável da influência da balança comercial sobre as variações cambiais poderia ser considerada indireta, através da melhoria do índice de risco soberano. É interessante destacar que, assim como o diferencial de juros, a variação no saldo comercial ganha importância ao longo do tempo como fator explicativo das variações cambiais.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente dissertação procurou apresentar um estudo a respeito da taxa de câmbio. O assunto foi abordado em três frentes distintas, porém relacionadas: uma avaliação empírica dos dados da economia brasileira utilizando ferramentas econométricas, uma discussão a respeito da evolução do sistema monetário internacional e da situação atual do cenário econômico mundial, e uma análise do comportamento histórico da taxa de câmbio no Brasil.

O interesse sobre a questão se justifica pela importância da variável câmbio sobre o sistema econômico, em especial por seus efeitos distributivos e por seu impacto sobre o comércio exterior. Um melhor entendimento dos fatores que determinam as variações cambiais permite uma contribuição ao debate sobre a influência da autoridade monetária sobre a taxa de câmbio. De fato, após o período de valorização relativamente constante da moeda brasileira a partir de 2003, instalou-se no Brasil um debate a respeito do principal determinante das variações cambiais no país.

Assim, o objetivo principal do estudo empírico foi entender mais claramente quais são os principais fatores determinantes das variações cambiais no Brasil, no regime de câmbio flutuante, e qual o peso de cada um deles no processo. O modelo econométrico baseou-se na paridade descoberta da taxa de juros (UIP), em uma adaptação que apresenta a vantagem de não exigir a elaboração de inferências a respeito da taxa de câmbio esperada no futuro.

Os resultados do estudo mostraram que a variação da taxa de câmbio no Brasil, no período de janeiro de 2003 a março de 2008, foi mais influenciada pelas próprias variações cambiais e pelo risco-país. O diferencial entre os juros domésticos e internacionais apareceu como uma variável menos relevante para explicar as variações cambiais, porém o efeito de choques sobre essa variável apresentou duração mais longa que os choques sobre o risco-país e sobre o próprio câmbio.

Assim, o resultado do teste mostrou que a influência direta da política monetária sobre o câmbio foi inferior à influência da variação no risco-país, que reflete a situação da economia internacional, especialmente da norte-americana, das contas externas, notadamente da balança comercial e das variáveis

macroeconômicas domésticas, como a taxa de inflação, a taxa de crescimento do PIB e a relação dívida pública/PIB. O fato de a variação cambial defasada aparecer como um importante determinante das variações cambiais reflete possivelmente a importância dos valores passados da variável para a formação das expectativas para os valores futuros da mesma.

O estudo econométrico considerou, ainda, um segundo modelo com a adição da variação da balança comercial contribuindo para as variações da taxa de câmbio. É importante salientar que este segundo modelo não foi baseado em um modelo teórico, de modo que os resultados obtidos nesse caso foram avaliados com ressalvas.

Tendo isso em mente, a variação do saldo comercial apresentou baixo poder explicativo para a determinação da variação cambial, mantendo destaque o risco-país, que de certa forma também possui a variável, além de outras, em sua composição. A conclusão do exercício sugere, portanto, que as variações cambiais no Brasil dependem consideravelmente das variações no risco país. O risco-país, contudo, é determinado por uma série de variáveis econômicas, além de critérios subjetivos.

Uma vez que o cenário internacional, via risco-país, aparece como importante determinante da taxa de câmbio no Brasil, a dissertação apresentou uma discussão sobre o tema, analisando a situação atual da economia mundial. Além disso, a própria taxa de câmbio nominal no Brasil atualmente é medida em reais por dólar, de forma que a situação da moeda norte-americana impacta diretamente o câmbio no Brasil.

A conclusão, portanto, sugere que a variação da taxa de câmbio no Brasil está intimamente ligada às condições da economia internacional e à situação das variáveis macroeconômicas que modificam o posicionamento do Brasil no cenário mundial.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BAER, M. *et al.* (1995). Os desafios à reorganização de um padrão monetário internacional. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas, n. 4, p. 79-126.
- BAER, W. (2002). **A Economia Brasileira**. 2. ed. São Paulo: Editora Nobel.
- BAINES, D. (2003). **Economic history in the 20th century**. London: LSE/University of London External Programme.
- BALASSA, B. (1964). The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal. **The Journal of Political Economy**, v. 72, n. 6, p. 584-596.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (1995). **Frequently Asked Questions Series: Country Risk**.
- BELLUZZO, L. G. (1995). O declínio de Bretton Woods e a emergência dos mercados globalizados. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas, n. 4, p. 11-20.
- BLANCHARD, O. (1999). **Macroeconomia: Teoria e Política Econômica**. Rio de Janeiro: Editora Campus.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.; WERLANG, S. (2000). **Implementing Inflation Targeting in Brazil**. Working Papers of Central Bank of Brazil, n.1.
- CALVO, G. e REINHART, C. (2000) **Fear of floating**. NBER Working Paper Series, Cambridge, n.7993.
- CAMPBELL, J.Y.; PERRON, P. **Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots and Cointegration**, NBER Macroeconomics Annual, Cambridge: MIT Press.
- CAMURI, P. A. (2005). **Dívida Pública, Política Fiscal e Restrição Externa no Brasil: 1994-2004**. Dissertação (Mestrado em Economia) - CEDEPLAR, UFMG, Belo Horizonte.
- CANOVA, F. (1998). Vector autoregressive models: specification, estimation, inference, and forecasting. In: PESARAN, H.; WICKENS, M. **Handbook of applied econometrics**, Oxford, Cambridge: Blackwell.
- CANUTO, O.; LAPLANE, M. (1995). Especulação e Instabilidade na Globalização Financeira. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas, n. 5, p. 31-60.
- CARNEIRO, D. D.; WU, T. Y. H. (2002). **Câmbio, Juros e o Movimento de Reservas: Faz sentido o uso de um “quebra-molas”**. Texto para discussão do departamento de economia da PUC-RIO, n. 459.

CHEUNG, Y. W.; CHINN, M. D.; PASCUAL, A. G. (2002). **Empirical exchange rate models of the nineties: are any fit to survive?** NBER Working Paper Series, Cambridge, n. 9393.

COUTINHO, L. G. A. (1996). A Fragilidade do Brasil em face da globalização. In: BAUMANN, R. (org.) **O Brasil e a Economia Global**. Rio de Janeiro: Editora Campus.

CURADO, M. L. (2001). **Rigidez comercial, movimentos de capital e crises cambiais**. Tese (Doutorado em Economia) - Instituto de Economia, Unicamp, Campinas.

CURADO, M. L. (2006). Flutuações nos preços dos ativos: uma comparação entre as bolhas especulativas racionais e a contribuição keynesiana. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas, v.15, n.1, p.57-77.

CURADO, M. L.; CANUTO, O. (2001). Modelos de crises cambiais de “terceira geração” *versus* fatos estilizados na América Latina. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas, v.10, n.1.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, n.74, p. 427-431.

DOOLEY, M. P. D.; ISARD, P. (1979). **The portfolio-balance model of exchange rates**. International Finance Discussion Papers, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), n. 141.

DORNBUSCH, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy**, v.84, n.6, p.1161-1176.

DORNBUSCH, R.; FISHER, S. (1980). Exchange rates and the current account. **American Economic Review**, v.70, p. 960-971.

EICHENGREEN, B. (2000). **A Globalização do Capital**. São Paulo: Editora 34.

EICHENGREEN, B. (2004). **Global Imbalances and the Lessons of Bretton Woods**. NBER Working Series Papers, Cambridge, n.10497.

ELEKDAG, S.; KRAJNÍÁK, K.; LEE, J. (2008). Depreciation of the U.S. Dollar: Causes and Consequences. **World Economic Outlook, International Monetary Fund**, April 2008, Chapter 1, Box 1.2, p.19-22.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p.251-276.

ENDERS, W. (2006). **Applied Econometric Time Series**. 2. ed. John Wiley & Sons.

FAVA, V. L. (2000). Teste de Raízes Unitárias e Co-Integração. In: VASCONCELLOS, M.A.S. e ALVES, D. (org.). **Manual de Econometria: Equipe Professores da USP**. São Paulo: Editora Atlas.

FISHER, I. (1930). **Theory of interest**. New York: McMillan.

FRANCO, G. H. B. (2000). Pequena História do Câmbio no Brasil, partes 1 e 2. **OESP & JB**, abr. 2000.

FRANKEL, J. (1979). On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials. **The American Economic Review**, v.64, p. 610-622.

FURTADO, C. (1968). **Formação Econômica do Brasil**. 8. ed. São Paulo: Editora Nacional.

GODLEY, W.; LAVOIE, M. (2005). Comprehensive Accounting in Simple Open Economy Macroeconomics with Endogenous Sterilization or Flexible Exchange Rates. **Journal of Post Keynesian Economics**, v.28, n. 2, p.241–276.

GORDON, R. J. (2000). **Macroeconomia**. 7. ed. Porto Alegre: Bookman.

GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. (1974) Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics** 2, p. 111-120.

GREENE, W. H. (2003). **Econometric Analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall.

GUJARATI, D. N. (2004). **Basic Econometrics**. 4.ed. The McGraw Hill Companies.

GUJARATI, D. N. (2006). **Econometria Básica**, 4. ed., Rio de Janeiro: Elsevier.

GUTTMAN, R. (1994). **How credit-money shapes the economy: The United States in a global system**. New York: M.E. Sharpe.

HOOPER P.; MORTON, J. (1982). Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination. **Journal of International Money and Finance**, v.1, p. 39-56.

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

HOLLAND, M.; CANUTO, O.; XAVIER, C. (1998). Taxas de Câmbio, Elasticidades-Renda e Saldo Comercial na Economia Brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 52, n. 2, p.323-334.

JOHANSEN, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, n. 59, p. 1551-1580.

JOHANSEN, S. (1995). **Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**. Oxford: Oxford University Press.

- KEYNES, J. M. (1923). **A Tract to Monetary Reform**. London: MacMillan.
- KEYNES, J. M. (1936). **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. São Paulo: Editora Atlas, 1982.
- LEWIS, K. K. (1995). Puzzles in international financial markets. p. 1913-1971. In: GROSSMAN, G. M.; ROGOFF, K. (ed). **Handbook of international economics**, v.3, n.3. Elsevier.
- LOPES, L. M.; VASCONCELLOS, M. A. S. (1998). **Manual de Macroeconomia: Equipe Professores da USP**. 2. ed. São Paulo: Editora Atlas.
- LUCAS, R. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1**, p. 19-46.
- MUINHOS, M. K.; FREITAS, P. S.; ARAÚJO, F. (2001). **Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model**. Banco Central do Brasil Working Series Papers, n.19.
- OREIRO, J. L. C. *et al.* (2006). Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.10, n.4, p.609-634.
- PAPADIMITRIOU, D. B.; ZEZZA, G.; HANNSGEN, G. (2006). **Can global imbalances continue? Policies for the U.S. economy**. New York: The Levy Economics Institute of Bard College.
- PERACCHI, F. (2000). **Econometrics**. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- PLIHON, D. (1995) A ascensão das finanças especulativas. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas, n.5, p.61-78.
- RATTI, B. (1997). **Comércio Internacional e Câmbio**. Rio de Janeiro: Aduaneiras.
- SAMUELSON, P. (1964). Theoretical Notes on Trade Problems. **The Review of Economics and Statistics**, n.46, May, p.145-154.
- SANT'ANNA, J. P. F. P. (2003). **Estudo da Flutuabilidade do Câmbio Brasileiro**. Rio de Janeiro: Dissertação (Mestrado em Economia) - Departamento de Economia, PUC-RJ, Rio de Janeiro.
- SIMS, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1–48.
- TAVARES, M. C. (1996). O Desafio Japonês. **Folha de São Paulo**, São Paulo, 15 dez. 1996.
- VERCELLI, A. (1991). **Methodological Foundations of Macroeconomics: Keynes and Lucas**. Cambridge: Cambridge University Press.