



**FACULDADE IBMEC SÃO PAULO**  
**Programa de Mestrado Profissional em Economia**

**Adauto Ricardo Sobreira de Lima**

**DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: UMA  
APLICAÇÃO DE MODELOS ECONÔMICOS À ECONOMIA  
BRASILEIRA**

**São Paulo**  
**2006**

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Adauto Ricardo Sobreira de Lima

**Determinação da taxa de câmbio: uma aplicação de modelos  
econômicos à economia brasileira**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento: Finanças Internacionais

Orientador:  
Prof. Dr. Marcelo Leite de Moura e Silva  
IBMEC SÃO PAULO

**São Paulo  
2006**

Lima, Adauto Ricardo Sobreira de

Determinação da taxa de câmbio: uma aplicação de modelos econômicos à economia brasileira / Adauto Ricardo Sobreira de Lima. – São Paulo: IBMEC SÃO PAULO, 2006. 80 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicada) – Faculdade Ibmec São Paulo.

1. Finanças Internacionais 2. Determinação da taxa de câmbio 3. Economia brasileira

## **Folha de Aprovação**

Adauto Ricardo Sobreira de Lima

Determinação da taxa de câmbio: uma aplicação de modelos econômicos à economia brasileira

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças Internacionais

Aprovado em: Outubro/2006

### **Banca Examinadora:**

Prof. Dr. Marcelo Leite de Moura e Silva  
Instituição: IBMEC São Paulo  
Orientador

Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior  
Instituição: IBMEC São Paulo

Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. Afonso Celso Pastore  
Instituição: EPGE/FGV – Rio

Assinatura: \_\_\_\_\_

**À Andréia e aos meus pais**

## Agradecimentos

Neste momento, gostaria de agradecer às pessoas que foram fundamentais para a conclusão desta dissertação. Primeiramente, agradeço ao meu orientador, Marcelo Moura, pela ajuda na escolha do tema e na elaboração desta dissertação. Agradeço também ao professor José Luiz Rossi pelas discussões e sugestões importantes para o aprimoramento deste trabalho e ao professor Afonso Celso Pastore, pelos comentários e sugestões feitas durante a defesa desta dissertação. Ao professor Márcio Laurini, pela ajuda nas estimativas e testes aqui apresentados, e ao professor Pedro Valls, pela oportunidade de fazer parte deste curso e pela intensa “cobrança” para a conclusão da dissertação. Agradeço aos colegas de turma, aqui representados pelo EPGE, vulgo Antonio Sampaio, pelo excelente relacionamento que ajudaram nestes dois anos de batalha. Obrigado Denis, Douglas, Edson, Giovanna, Juan, Juliana, Marcel, Rodrigo, Rogério (pelas macros e programas salvadores) e Theodore, colegas da primeira turma do mestrado do IBMEC SÃO PAULO, e também aos vários colegas da segunda turma. À equipe da Biblioteca do IBMEC SÃO PAULO pela atenção e ajuda neste período.

Também não poderia deixar de agradecer aos colegas de mercado pelas discussões sobre o tema ao longo dos anos. Obrigado Marco Maciel pela leitura e comentários feitos antes da defesa. Não poderia deixar de mencionar Eduardo Freitas, que há alguns anos, fez referência em uma reunião sobre a dificuldade de os modelos econômicos superarem um passeio aleatório na previsão da taxa de câmbio.

Agradeço aos meus pais por sempre me mostrarem a importância dos estudos e de nunca desistir dos meus sonhos; ao meu Padrinho Ricardo e a minha tia Celina, por serem meus “pais” em São Paulo; a minha irmã, referência intelectual da família, ao meu cunhado; e ao meu tio Ricardo, pela ajuda em matemática, desde os tempos da graduação.

Finalmente, Andréia, obrigado por toda a compreensão e pelo apoio nestes dois anos e meio em que, muitas vezes, não pude dar a atenção que você merecia.

## Resumo

Lima, Aduino Ricardo Sobreira de. **Determinação da taxa de câmbio: uma aplicação de modelos econômicos à economia brasileira.** São Paulo, 2006. 80 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia do IBMEC SÃO PAULO.

As variáveis econômicas explicam e ajudam a prever a taxa de câmbio? Neste trabalho, utilizando o Método Generalizado de Momentos e dados mensais de março de 1999 a dezembro de 2005, estimam-se os modelos econômicos para determinação da taxa de câmbio: Modelo Monetário de Preços Flexíveis (FPMM) e sua vertente do *Asset Model*, Modelo Monetário de Preços Rígidos (SPMM) e o Modelo Composto (MC), que inclui elementos dos modelos de ajuste de *portfolio*. Além dos três modelos econômicos, estimou-se, também, um modelo baseado em variáveis *real time*. Testa-se a significância das variáveis econômicas para explicar a evolução da relação entre o Real e o Dólar e a capacidade de esses modelos preverem a taxa nominal de câmbio para períodos fora da amostra analisada. Dadas as peculiaridades de uma economia emergente e com elevada participação de *commodities* na pauta de exportação, como a brasileira, adicionam-se aos modelos tradicionais variáveis, como o EMBI+ Brasil, os termos de troca brasileiros, um índice de preços internacionais de *commodities* e o diferencial de produtividade relativa do setor de bens não-comercializáveis, de forma a melhorar a capacidade de explicação e previsão desses modelos. Conclui-se que as variáveis econômicas, entre elas, medidas de percepção de risco, como o EMBI+ Brasil, o diferencial de juros de longo prazo e os termos de troca, explicam o comportamento da taxa de câmbio para toda a amostra. Para previsões fora da amostra, algumas especificações dos modelos econômicos conseguem prever o câmbio futuro melhor que um passeio aleatório sem constante, quando se utiliza o Erro Quadrático Médio como critério de comparação das previsões para períodos mais longos (6 e 12 meses à frente). De forma geral, o melhor modelo para previsão fora da amostra é o *Asset Model*, no qual a taxa de câmbio hoje seria o valor presente descontado dos fundamentos futuros da economia esperados no instante  $t$ .

**Palavras-chave:** Estimação da taxa de câmbio, Modelo Monetário, Modelo de Ajuste de *Portfolio*, paridade descoberta da taxa de juros, paridade do poder de compra, Balassa-Samuelson.

## Abstract

Lima, Adauto Ricardo Sobreira de. **Exchange rate determination: applying economic models to the Brazilian economy.** São Paulo, 2006. 80 s. Monograph – Faculdade de Economia e Administração. IBMEC SÃO PAULO.

Can economic variables explain or help forecast the exchange rate? In this article, using monthly data from March 1999 to December 2005, and through the use of the Generalized Method of Moments (GMM), I test the economic models of exchange rate determination: Flexible Prices Monetary Model and its Asset Model specification, Stick Price Monetary Model and a Complex Model, which includes elements of the Portfolio Balance Models. Further, I also test a model based on real time information used in foreign exchange trading desks. I test the significance of the economic variables in explaining the USDBRL trend, as well as, the capability of these models to generate out-of-sample forecast of the nominal exchange rate. Brazil is an emerging economy and commodities represent a large share of the country's export; to improve the performance of the economic models in explaining and predicting the exchange rate, I add some variables to the traditional models, such as the EMBI+ Brazil, the Brazilian Terms of Trade, a commodity price index and a variable that accounts for the productivity difference in the tradable sector between Brazil and the US. I conclude that the interest rate differential, the EMBI+ Brazil and the terms of trade explain the exchange rate trend. Furthermore, in general, the results of the analysis show that some specification of the models using economic variables can better forecast the exchange rate than a simple random walk without drift, when comparing the performance through the Mean Square Error criteria, for longer periods (6 and 12 months ahead). Overall, the Asset Model presented the best out of the sample forecast among the economic models.

**Keywords:** Exchange rate forecast, Monetary Models, Portfolio Balance Model, uncovered interest rate parity, purchasing power parity, Balassa-Samuelson effect.

## *Sumário*

<i>Lista de gráficos e figuras</i> .....	9
<i>Introdução</i> .....	11
<b>1 Revisão da Literatura</b> .....	15
1.1 Evidências Internacionais .....	15
1.2 Evidências no Brasil .....	20
<b>2 Modelos Teóricos</b> .....	22
2.1 O Modelo Monetário de Preços Flexíveis (FPMM).....	22
2.2 O Modelo Monetário de Preços Rígidos (SPMM) .....	25
2.3 Modelo de Ajuste de <i>Portfolio</i> .....	29
<b>3 Especificação e Estimação</b> .....	33
3.1 Especificação dos modelos estimados .....	33
3.2 Estimação .....	37
<b>4 Análises dos Resultados</b> .....	43
4.1 Resultados para toda a amostra .....	43
4.1.1 Resultados obtidos a partir do Modelo Monetário de Preços Flexíveis .....	43
4.1.2 Resultados obtidos a partir do Modelo Monetário de Preços Rígidos .....	46
4.1.3 Modelo Composto, Modelo de Mercado e <i>Asset Model</i> .....	49
4.2 Erro Quadrático Médio das projeções fora da amostra .....	52
<i>Conclusão</i> .....	60
<i>Referências bibliográficas</i> .....	63
<i>Apêndice 1 Dados</i> .....	67
<i>Apêndice 2 Testes de Raiz Unitária e Normalidade das Variáveis</i> .....	71
<i>Apêndice 3 Instrumentos e Testes Diebold-Mariano</i> .....	75

## Lista de tabelas

Tabela 1 – Resultados dentro da amostra: Variação da taxa de câmbio – Modelos Monetários de Preços Flexíveis e variáveis específicas.....	45
Tabela 2 – Resultados dentro da amostra: Variação da taxa de câmbio – Modelos Monetários de Preços Rígidos.....	48
Tabela 3 – Resultados dentro da amostra: Variação da taxa de câmbio – Modelos Compostos.....	50
Tabela 4 – Resultados dentro da amostra: Variação da taxa de câmbio – Modelos de Mercado.....	51
Tabela 5 – Resultados dentro da amostra: Variação da taxa de câmbio – <i>Asset Model</i> .....	51
Tabela 6 – Projeções fora da amostra – Modelos Monetários de Preços Flexíveis.....	53
Tabela 7 – Projeções fora da amostra – Modelos Monetários de Preços Rígidos.....	54
Tabela 8 – Projeções fora da amostra – Modelo Compostos.....	56
Tabela 9 – Projeções fora da amostra – Modelo <i>Real Time</i> de Mercado.....	56
Tabela 10 – Projeções fora da amostra – <i>Asset Model</i> .....	57
Tabela A.2.1 – Teste Jarque-Bera para Normalidade dos Retornos das Variáveis.....	73
Tabela A.2.2 – Teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF).....	74
Tabela A.3.1 – Comparação entre a especificação original e a nova especificação para o Modelo Monetário de Preços Flexíveis com a inclusão do EMBI+ Brasil e dos Termos de Troca.....	76
Tabela A.3.2 – Comparação entre a especificação original e a nova especificação para o Modelo Monetário de Preços Rígidos com a inclusão do EMBI+ Brasil e dos Termos de Troca.....	76
Tabela A.3.3 – Comparação entre a especificação original e a nova especificação para o Modelo Composto com os Termos de Troca.....	77

Tabela A.3.4 – Teste Diebold-Mariano para projeções fora da amostra – Modelos de Preços Flexíveis.....	78
Tabela A.3.5 – Teste Diebold-Mariano para projeções fora da amostra – Modelos de Preços Rígidos.....	79
Tabela A.3.6 – Teste Diebold-Mariano para projeções fora da amostra – Modelos Compostos.....	80
Tabela A.3.7 – Teste Diebold-Mariano para projeções fora da amostra – Modelo <i>real time</i> de Mercado.....	80
Tabela A.3.8 – Teste Diebold-Mariano para projeções fora da amostra – <i>Asset Model</i> .....	80

## **Lista de gráficos e figuras**

Gráfico 1 – Taxa de câmbio observada e projeções para 1 mês à frente fora da amostra dos modelos estruturais e projeções de um passeio aleatório sem constante – valores em R\$/US\$.....	57
Gráfico 2 – Taxa de câmbio observada e projeções para 3 meses à frente fora da amostra dos modelos estruturais e projeções de um passeio aleatório sem constante – valores em R\$/US\$.....	58
Gráfico 3 – Taxa de câmbio observada e projeções para 6 meses à frente fora da amostra dos modelos estruturais e projeções de um passeio aleatório sem constante – valores em R\$/US\$.....	58
Gráfico 4 – Taxa de câmbio observada e projeções para 12 meses à frente fora da amostra dos modelos estruturais e projeções de um passeio aleatório sem constante – valores em R\$/US\$.....	59
Figura 1 – Gráficos das variáveis utilizadas nos modelos.....	39
Figura 2 – Gráficos das variáveis utilizadas nos modelos.....	40
Figura A.2.1 – Gráficos Quantil x Quantil do retorno das variáveis.....	72

## Introdução

---

A história brasileira recente sob um regime de taxa de câmbio flutuante teve início em janeiro de 1999, após um período de câmbio fixo que prevaleceu com o programa de estabilização (Plano Real)<sup>1</sup>. Apesar do curto espaço de tempo sob o novo regime, a cotação do Real face ao dólar dos Estados Unidos caracterizou-se por grandes oscilações, com períodos de forte depreciação, seguidos por momentos de intensa apreciação. Mas será que os fundamentos econômicos apresentaram a mesma volatilidade no período? Ou mesmo, será que o comportamento dos fundamentos econômicos pode, ou ajuda, a explicar e prever estes movimentos da taxa de câmbio? Mais recentemente, o debate voltou-se para as causas da forte apreciação do Real desde 2003, com muitos a associando ao diferencial de juros entre Brasil e as demais economias desenvolvidas. Entretanto, não há estudos recentes que procurem analisar o comportamento do câmbio em função de mudanças dos fundamentos econômicos, com a maior parte das análises ainda se concentrando na Paridade do Poder de Compra (PPC).

Neste trabalho, adaptam-se os modelos monetários e de ajustamento de *portfolio*, cujas origens datam da década de 70, a uma economia emergente e exportadora de *commodities*, como a brasileira, procurando avaliar seu poder de previsão para dentro e para fora da amostra, no período recente de câmbio flutuante (março de 1999 a dezembro de 2005). Chega-se a resultados que mostram o poder explicativo das variáveis econômicas para a determinação da taxa de câmbio, e mais importante que isso, esses resultados indicam que apesar de relevante, o diferencial de juros entre o Brasil e o mercado internacional (no caso, os Estados Unidos), não é a única razão para a apreciação cambial recente. Uma conjunção de fatores, entre eles, a melhora dos termos de troca e a diminuição da percepção de risco associada ao crédito do país com a redução do passivo externo brasileiro (neste trabalho, medido pelos resultados mensais da Conta Corrente), ajudam a explicar o comportamento da taxa de câmbio no período recente. Portanto, mostra-se neste estudo que no curto período do regime de câmbio flutuante analisado, ao contrário do que se costumou convencionar, as variáveis econômicas explicam e ajudam a prever a variação da taxa de câmbio no Brasil.

---

<sup>1</sup> Entre julho de 1994 e março de 1995, primeiros meses do Plano Real, o Brasil adotou o regime de câmbio flutuante, que então foi substituído pelo sistema de bandas cambiais, com minidesvalorizações mensais. Entretanto, dado o pequeno *spread* entre o limite inferior e superior da banda, o regime se aproximava de um regime de câmbio fixo.

Estimar, analisar e prever o comportamento da taxa de câmbio vêm sendo um grande desafio para os economistas nas últimas décadas, sobretudo após o colapso do Sistema de Bretton Woods em 1973. A importância dos movimentos cambiais é ainda mais relevante para as economias emergentes, como a brasileira, uma vez que esses países recorrentemente enfrentaram crises de Balanço de Pagamentos, cujos efeitos negativos sobre suas economias foram expressivos. Decisões de investimentos no setor de bens comercializáveis, efeitos inflacionários de depreciações cambiais, riscos fiscais associados ao comportamento da taxa de câmbio, efeitos distributivos, entre outros, mostram a complexa relação que pode existir entre a taxa de câmbio e a economia. Portanto, prever o comportamento do câmbio, ou melhor, associar seus movimentos a mudanças efetivas ou percebidas nos fundamentos econômicos é de grande importância para decisões e sinalizações de política econômica.

Desde a publicação do artigo “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. Do they fit out of the sample?” por Meese e Rogoff em 1983, questiona-se a eficiência dos modelos econômicos teóricos de determinação da taxa de câmbio tanto em prever a taxa de câmbio  $n$ -períodos à frente, mesmo baseando suas projeções nos valores verdadeiros das variáveis explicativas futuras, quanto na análise dos resultados dentro da própria amostra, analisando-se tanto sob o critério de *goodness-of-fit*, quanto aos sinais obtidos para os coeficientes estimados. Convencionou-se afirmar que economistas pouco teriam a contribuir para previsões sobre o comportamento futuro da taxa de câmbio, e que um simples modelo de passeio aleatório sem constante teria mais valor para previsões futuras da taxa de câmbio que modelos complexos envolvendo os fundamentos econômicos. De acordo com Obstfeld e Rogoff “[...] the undeniable difficulties that international economists encounter in empirically explaining nominal exchange rate movements are an embarrassment, but one shared with virtually any other field that attempts to explain asset price data” (OBSTFELD; ROGOFF, 1996, p. 625). Alguns economistas, como Mark (1995), argumentam que fundamentos monetários poderiam obter algum sucesso para explicar o comportamento da taxa de câmbio se fossem usados testes estatísticos com maior poder. Entretanto, muitos outros autores, por exemplo, Kilian (1999) e Berkowitz e Giorgianni (2001) permaneceram céticos, sugerindo que os resultados obtidos por Meese e Rogoff parecem ainda ser robustos, mesmo após mais de vinte anos de dados e intensa investigação acadêmica. Algumas exceções a esse ceticismo estão presentes em Clarida e Taylor (1997), Hong e Lee (2003), Chen (2004) e Guo e Savickas (2006).

Neste estudo, ao contrário da maior parte da literatura brasileira que foca suas análises na validade da PPC, procura-se avaliar o desempenho de modelos que associam movimentos da taxa de câmbio nominal às mudanças relativas dos fundamentos macroeconômicos da economia brasileira face aos observados na economia norte-americana no período de março de 1999 a dezembro de 2005. Faz-se uso de quatro modelos econômicos, estimando-os através do Método Generalizado dos Momentos (GMM), a saber: Modelo Monetário de Preços Flexíveis (FPMM), Modelo Monetário com Preços Rígidos (SPMM), e Modelo Composto (MC). Este último adiciona aos componentes do MMPF o efeito dos modelos de ajuste de *portfolio* (*Portfolio Balance Models*). Finalmente, estima-se o *Asset Model*, no qual a taxa de câmbio hoje seria o valor presente descontado dos fundamentos futuros da economia esperados no instante  $t$ .

Como apontado por Balassa<sup>2</sup> (1964 apud CHEUNG; CHINN; PASCUAL, 2003) e Samuelson<sup>3</sup> (1964 apud CHEUNG; CHINN; PASCUAL, 2003), efeitos do diferencial de produtividade no setor de bens comercializáveis poderiam levar a taxa real de câmbio a desviar-se da Paridade do Poder de Compra (PPC) mesmo no longo prazo; assim, na presente análise, constrói-se uma variável para captar o diferencial de produtividade no setor de comercializáveis entre Brasil e Estados Unidos e a utiliza-se nas especificações anteriores, de modo a testar seu efeito sobre a taxa de câmbio nominal. Dadas as peculiaridades de uma economia emergente e com elevada participação de *commodities* na pauta de exportação, como a brasileira, incorporou-se aos modelos tradicionais elementos como o risco de crédito soberano brasileiro, os termos de troca e evolução dos preços das *commodities* nos mercados internacionais como variáveis que poderiam explicar movimentos do Real face ao dólar.

Além dos modelos econômicos, também se estimou para previsões para dentro e para fora da amostra um modelo que levava em consideração apenas variáveis *real time* observadas pelos agentes, como o EMBI+ Brasil, o VIX, o *High Yield Spread*, a cesta do CRB e o diferencial de juros entre Brasil e Estados Unidos.

Nas análises dos resultados dentro da amostra foca-se na significância estatística dos coeficientes estimados para as variáveis macroeconômicas, se seus respectivos sinais vêm em linha com os antecipados pela teoria econômica e, pelo critério de Akaike (AIC),

---

<sup>2</sup> BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. **Journal of Political Economy**, v.72, p. 584-596, 1964.

<sup>3</sup> SAMUELSON, P.A. Theoretical Notes on Trade Problems. **Review of Economics and Statistics**, 46 (May), p. 145-146, 1964.

seleciona-se o melhor modelo para cada vertente, bem como o melhor entre todas as especificações. Para as estimações fora da amostra, comparam-se os resultados obtidos com os modelos estruturais a um passeio aleatório sem constante, usando o Erro Quadrático Médio (EQM) e a estatística proposta por Diebold e Mariano (1995) como critério de avaliação, metodologia sugerida por Cheung, Chinn e Pascual (2003).

Dentro desse arcabouço teórico, o objetivo central deste trabalho é avaliar o poder explicativo das variáveis econômicas como determinante da taxa de câmbio brasileira e também o poder previsão dos modelos econômicos da taxa de câmbio n-períodos à frente.

No Capítulo 1, é apresentada a resenha da literatura, mostrando trabalhos realizados na área tanto para dentro da amostra quanto para fora da amostra. Cabe destacar que há poucos estudos para a economia brasileira feitos nessa linha, uma vez que o maior foco das análises sobre a dinâmica cambial fica na validação ou não da PPC. No Capítulo 2, introduzem-se os modelos teóricos, nos quais serão baseadas as estimativas do presente estudo. No Capítulo 3, são apresentadas as especificações dos modelos a serem estimados, o método de estimação usado e o critério de análise dos resultados dentro e fora da amostra, os motivos de inclusão de variáveis como o EMBI+ Brasil e os termos de troca, além da discussão sobre as variáveis *real time* como determinantes da taxa de câmbio. No Capítulo 4, os resultados estimados são analisados dentro da amostra e, também, avalia-se a performance dos modelos para previsões fora da amostra. Finalmente, são apresentadas as conclusões do estudo. No Apêndice 1, delineiam-se os dados usados nas especificações; o Apêndice 2 contém a análise de normalidade das séries utilizadas e seus respectivos testes de raiz unitária; no Apêndice 3, re-estima-se os modelos FPMM, SPMM e Composto que apresentaram o menor AIC, alterando os instrumentos utilizados na estimação para dentro da amostra. O objetivo é verificar a sensibilidade dos parâmetros estimados a alterações nos instrumentos. Os resultados completos do teste Diebold-Mariano para as projeções fora da amostra também são apresentados no Apêndice 3.

## 1 Revisão da Literatura

---

### 1.1 Evidências Internacionais

As análises Keynesianas iniciais focavam a importância das elasticidades da demanda por produtos exportados e importados, avaliando o quanto efetivo seria uma desvalorização cambial para a melhora do balanço de pagamentos. Em particular, as contribuições de Marshall<sup>4</sup> (1923 apud SARNO; TAYLOR, 2002, p. 97), Lerner<sup>5</sup> (1936 apud SARNO; TAYLOR, 2002, p. 97) e Harberger<sup>6</sup> (1950 apud SARNO; TAYLOR, 2002, p. 97) ao estudo das elasticidades são celebradas por terem formalizado as condições suficientes, nas quais uma desvalorização poderia melhorar a balança comercial, ou seja, a soma das elasticidades das importações e das exportações seria superior, em valores absolutos, à unidade. Nos anos 50 e 60, a literatura subsequente em macroeconomia aberta baseou-se na teoria de que os estudos das elasticidades capturariam os movimentos de curto prazo da taxa de câmbio, enquanto o efeito multiplicador teria papel relevante na determinação da taxa de câmbio no médio prazo.

Entretanto, o grande avanço na modelagem da taxa de câmbio no período pós-guerra foi feito no início dos anos 60 por Mundell e Fleming, introduzindo ao modelo renda-consumo Keynesiano as análises de fluxos de capitais. Nas palavras de Dornbusch:

[Mundell] created models and concepts that rapidly became the Volkswagens of the field – easy to drive, reliable, and sleek. Mundell drew on the Canadian experience to point out the striking implications of capital mobility for the conduct of stabilization policy. He pursued that question in several directions – the proper assignment of instruments, policy under fixed and flexible exchange rates, and the role of exchange-rate margins. But his innovation went beyond posing important new questions in that he created simple, forceful models to serve as organizing frameworks for thought and policy and as springboards for posing new problems. (DORNBUSCH, 1980, p. 4-5)

---

<sup>4</sup> MARSHALL, A. **Money, Credit and Commerce**. London: Macmillan, 1923.

<sup>5</sup> LERNER, A.P. The Symmetry Between Export and Import Taxes. **Economica**, v. 3, p. 306-13, 1936.

<sup>6</sup> HARBERGER, A. C. Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade. **Journal of International money and Finance**, v. 7, p. 23-35, 1950.

Com o colapso do sistema de Bretton Woods em 1973 e a adoção do regime de câmbio flexível entre as principais economias industrializadas, o Modelo Monetário de Preços Flexíveis (FPMM) emergiu como a principal vertente de modelos para a determinação da taxa de câmbio no início dos anos 70. O modelo assume total flexibilidade dos preços e existência, a todo o momento, da Paridade do Poder de Compra (PPC).

Frenkel (1976) encontra fortes evidências do FPMM entre o Marco alemão e a Libra Esterlina quando da hiperinflação alemã, ao regressar o logaritmo da taxa nominal de câmbio em função do logaritmo da oferta monetária alemã e do logaritmo do *forward premium*, obtendo um coeficiente próximo à unidade (0.975) para a demanda por moeda e um coeficiente positivo para o *forward*.

Bilson (1978), substituindo o *forward premium* da análise de Frenkel pela expectativa de depreciação cambial, sem impor restrição ao coeficiente de demanda monetária doméstica e estrangeira, testou o FPMM entre o Marco alemão e a Libra Esterlina no período de janeiro de 1972 a abril de 1976. Fazendo uso de estimações por Mínimos Quadrados em Dois Estágios, derivou uma equação de equilíbrio da taxa câmbio, dando suporte ao FPMM.

Dornbusch (1984) procurou aprimorar a especificação monetária utilizando a taxa de juros de longo prazo como um custo de oportunidade adicional na função de demanda por moeda. Os efeitos defasados do diferencial da taxa de juros de longo prazo mostraram-se significativos, enquanto o produto relativo entre países e o diferencial de juros de curto prazo não se mostraram significativos.

Os fracos resultados empíricos obtidos com o FPMM conduziram, ainda na década de 70, a estudos que assumiam distorções na economia, que, por sua vez, levariam a desequilíbrios em alguns mercados no curto prazo. O modelo de *overshooting*, apresentado por Dornbusch em 1976, assume que a rigidez de preços seria responsável por tais distorções, induzindo a ajustes em velocidades diferentes nos mercados de bens e de ativos.

Uma vez que o Modelo Monetário com Rigidez de Preços (SPMM) avoca a existência de uma proporcionalidade entre a variação da taxa de câmbio real e da taxa de juros real, Meese e Rogoff (1988) testaram a co-integração entre essas duas variáveis para uma série de moedas, mas não obtiveram resultados que confirmassem a existência dessa co-integração, conseqüentemente, não validando o SPMM. Buiter e Miller (1981), usando dados

para os Estados Unidos e vários países industrializados, obtiveram resultados que deram suporte ao SPMM.

Meese e Rogoff, em seu clássico trabalho de 1983, “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. Do they fit out of the sample?”, levantaram a discussão sobre a capacidade de os modelos econômicos projetarem melhor a taxa de câmbio para períodos fora da amostra que um simples passeio aleatório sem constante, mesmo quando esses modelos utilizam-se dos valores reais futuros das variáveis explanatórias. Para Meese e Rogoff (1983a, p. 21) “[...] our paper contrast with those of previous studies based on in-sample fit. Thus, from a methodological stand point, our paper supports the view that out-of-sample fit is an important criterion to consider when evaluating empirical exchange rate models” (MEESE; ROGOFF, 1983, p. 21). Testando os modelos Monetários de Preços Flexíveis e Rígidos e o Modelo de Preços Rígidos com Ativos, nos moldes de Hooper e Morton (1982)<sup>7</sup>, que incluem o saldo da balança comercial dos países em análise, para o Dólar norte-americano face ao Yen japonês, o Marco alemão e a Libra Esterlina, os autores concluem que um passeio aleatório não tem desempenho inferior para previsões fora da amostra, quando comparada às previsões geradas pelos modelos econômicos, usando como critério de comparação o Erro Médio, o Erro Absoluto Médio e a Raiz do Erro Quadrático Médio.

Em um estudo posterior, Meese e Rogoff (1983b) mostram que não se pode atribuir esse desempenho inferior dos modelos estruturais à inconsistência e à ineficiência dos parâmetros estimados. Estes autores, fazendo uso do termo de erro autorregressivo, concluem que os modelos estruturais continuavam inferiores a um passeio aleatório para previsões fora da amostra, mesmo para períodos mais longos. Os mesmos indicaram, também, que a fraca performance dos modelos estruturais poderia ser resultado da volatilidade variável no tempo do prêmio de risco, da volatilidade da taxa de câmbio real no longo prazo, ou mesmo de medidas pobres das expectativas inflacionárias.

Meese (1990) agrupa em dois grandes grupos os possíveis problemas de estimação que explicariam o fraco poder explicativo dos modelos econômicos para determinação da taxa de câmbio: problemas de estimação e problemas de especificação. Determinação simultânea das variáveis, imposição inapropriada de restrições e viés de pequenas amostras, como, por exemplo, mudanças nos regimes cambiais e atuações do Banco Central, poderiam ser

---

<sup>7</sup> HOOPER, P.; MORTON, J. Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination. **Journal of International Money and Finance**, v. 1, p. 39-56, 1982.

apontadas como causas de problemas de estimação, enquanto a não-linearidade no mecanismo gerador da taxa de câmbio, variáveis omitidas e a inadequada modelagem da formação das expectativas se encaixariam no grupo de problemas de especificação dos modelos.

Em trabalho recente, Chen (2004) analisa para três países da OCDE, produtores de *commodities* (Austrália, Canadá e Nova Zelândia), se a taxa nominal de câmbio apresenta uma resposta robusta a movimentos nos preços globais dessas *commodities*. Chen, incluindo o preço das exportações desses países, avalia os modelos monetários de preços flexíveis na sua forma tradicional e na sua especificação reduzida, também conhecida como o *Asset Approach* do Modelo Monetário de Preços Flexíveis, o Modelo Monetário de Preços Rígidos e a PPC na estimação da taxa de câmbio desses países em relação ao Dólar norte-americano, ao Yen japonês e à Libra Esterlina para dentro e para fora da amostra. Fazendo uso do método dos Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmico para estimar os modelos, Chen conclui que para Austrália e Nova Zelândia o preço global de suas respectivas *commodities* exportadas parece ter um impacto significativo e estável no valor de suas respectivas moedas. Já para o Canadá, as evidências foram menos conclusivas. Segundo a autora, o uso dos preços das *commodities* como um outro fundamento aprimora o ajustamento dos diversos modelos para dentro da amostra e, de forma geral, dá maior suporte à relação de co-integração entre a taxa de câmbio desses países e seus fundamentos. Segundo Chen (2004, p. 2), “... the in-sample fit of several models improves substantially when commodity prices are added into the equations. This suggests that omitted-variable bias may play a role in previous empirical failures”. Através de *bootstrap* para lidar com vários vieses e distorções que possam aparecer com as estimações para pequenas amostras, Chen mostra que com o uso das equações tradicionais, aumentadas com os preços de exportações, as estimativas fora da amostra atuaram melhor que um passeio aleatório.

Guo e Savickas (2006) avaliam que, muitas vezes, os modelos econômicos para a determinação da taxa de câmbio, que associam mudanças econômicas a mudanças nos fundamentos dos países, falham ao prever futuros movimentos da taxa de câmbio por não usarem variáveis que reflitam a expectativa dos agentes quanto ao comportamento futuro dos fundamentos econômicos. Os autores argumentam que algumas variáveis financeiras, que poderiam ser previsores de fundamentos monetários, também serviriam para prever a taxa de câmbio. Os autores analisaram variáveis financeiras como a estrutura a termo dos juros, o risco de crédito e o risco idiossincrático da bolsa dos Estados Unidos, entre outras, como possíveis previsoras da atividade econômica futura. Eles demonstram que o risco

idiossincrático das ações norte-americanas prevê o comportamento futuro do PIB não só nos Estados Unidos, mas também em outros países do G7, sendo o seu uso consistente com os modelos monetários cujas taxas de câmbio expressariam o valor esperado descontado dos fundamentos futuros dessas economias. Os autores analisaram o comportamento do Dólar norte-americano “versus” as outras moedas do G7 usando o risco idiossincrático das ações das indústrias norte-americanas como *proxi* dos fundamentos relativos entre os países. Tanto as análises dentro da amostra quanto as fora dela indicam que o risco idiossincrático desses ativos previu o comportamento do dólar norte-americano ante as principais moedas do G7, concluindo que a taxa de câmbio não segue um passeio aleatório sem constante.

Enquanto modelos monetários tradicionais assumem que a Paridade do Poder de Compra (PPC) vale no curto ou no longo prazo (preços flexíveis ou preços rígidos), Balassa (1964)<sup>8</sup> e Samuelson (1964)<sup>9</sup> avaliam que violações da PPC podem advir do diferencial de produtividade entre os setores de bens comercializáveis e bens não-comercializáveis. Assim, aumentos relativos da produtividade do setor de bens comercializáveis de um país em relação a um outro, tudo o mais constante, levaria a uma apreciação real relativa da sua moeda<sup>10</sup>. Segundo os autores, a taxa nominal de câmbio pode desviar-se significativamente da PPC e o passo em que se dá esse desvio seria determinado pelo diferencial de produtividade do setor de bens comercializáveis a cada instante de tempo. Daí a inclusão de uma variável que possa medir esse diferencial de produtividade sobre a taxa de câmbio.

Cheung, Chinn e Pascual (2003) adicionam às especificações tradicionais da década de 70 outros elementos de análise, como, por exemplo, a correlação entre o ativo externo líquido e o diferencial de produtividade relativa no setor de bens comercializáveis entre os países (efeito Balassa-Samuelson) na determinação da taxa de câmbio. Os autores conduzem estimações fora da amostra para o Dólar face ao Marco alemão, à Libra Esterlina, ao Yen japonês e ao Dólar canadense, por meio de um Vetor de Correção de Erros (VEC) e de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os modelos especificados foram: a PPC, a Paridade Descoberta da Taxa de Juros, o Modelo Monetário de Preços Rígidos – que leva em conta a produtividade relativa entre os países – e uma quarta modelagem, denominada composta, que embute o ativo (passivo) externo líquido dos Estados Unidos, o crescimento relativo da Dívida Pública entre os países analisados e os termos de trocas dos EUA. Os autores

---

<sup>8</sup> op. cit.

<sup>9</sup> op. cit.

<sup>10</sup> Uma formalização do que se costumou chamar de efeito Balassa-Samuelson pode ser obtida em Rossi (1996).

utilizaram como critério de comparação de performance dos modelos ante um passeio aleatório o Erro Quadrático Médio e a capacidade de os modelos preverem mudanças na direção da taxa de câmbio. Cheung, Chinn e Pascual também analisaram se as previsões fora da amostra dos modelos estruturais co-integram com a própria série.

Os últimos autores mencionados concluíram que, em linha com a literatura existente, é muito difícil encontrar estimativas de modelos estruturais que possam, consistentemente, superar um passeio aleatório, tendo como base de comparação o EQM. Por outro lado, os modelos estruturais prevêm melhor que um passeio aleatório mudanças na direção da taxa de câmbio. Neste ponto, os mesmos afirmam que as estimações obtidas a partir do VEC tiveram resultados superiores às estimações feitas via MQO, assim como a capacidade de previsão do VEC é superior para estimações de longo prazo. As previsões para fora da amostra geradas pelos modelos estruturais parecem co-integrar com as séries originais e, novamente, as projeções obtidas pelo VEC superaram as obtidas pelo MQO. Entre os modelos, as especificações que assumem a rigidez de preços obtiveram o melhor desempenho neste critério, seguida pelo modelo composto.

## **1.2 Evidências no Brasil**

Rossi (1995), por meio de testes de co-integração das séries, avalia a validade da PPC, da Paridade da Taxa de Juros e dos modelos monetários de preços flexíveis e rígidos para o período de janeiro de 1980 a junho de 1994 no Brasil. As especificações do autor fizeram uso de modelos irrestritos, testando para dentro da amostra a validade dos modelos. O autor também fez uso de variáveis que captam o efeito “Balassa-Samuelson” na determinação dos seus modelos. Enquanto seus testes mostram que a PPC e a Paridade da Taxa de Juros (para juros reais) não podem ser rejeitadas, as várias versões do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio não permitiram detectar a superioridade de um modelo sobre os demais.

[...] não permitiram detectar a superioridade, em termos da verificação empírica, de um modelo sobre os demais (com relação a este último resultado, obteve-se em geral mais do que um vetor de co-integração, o que freqüentemente levou a situações conflitantes com relação aos coeficientes de tais vetores). (ROSSI, 1995, p.23)

O mesmo sustenta que as restrições impostas usualmente aos coeficientes dos vetores de co-integração, nos testes do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, foram sempre rejeitadas.

Muinhos, Alves e Riella (2003), analisando a taxa de câmbio brasileira para o período de maio de 1999 a dezembro de 2001, afirmam não ser um passeio aleatório a melhor hipótese para explicar o comportamento da taxa de câmbio no Brasil, sendo seu comportamento é captado por um modelo derivado da teoria da paridade descoberta de juros, levando em consideração o prêmio de risco soberano (no estudo medido pelo *spread do C-Bond*, em relação ao título do Tesouro norte-americano), como uma variável na especificação da paridade descoberta. Esses autores também estimam no trabalho os determinantes desse prêmio de risco. Neste ponto, concluem que a relação entre reservas internacionais, dívida pública e conta corrente sobre o PIB tem papel fundamental na percepção do risco soberano.

Em suma, a literatura existente demonstra que: i) é difícil encontrar modelos econômicos empíricos que superem consistentemente um passeio aleatório sem constante para estimações fora da amostra; ii) o uso do VEC e de variáveis instrumentais ajuda a melhorar o desempenho das previsões dos modelos empíricos; iii) a adição de variáveis características de algumas economias, como, por exemplo, os preços de exportações e o prêmio de risco país melhora o desempenho dos modelos econômicos e; iv) variáveis econômicas que possuam componente *forward looking* podem aprimorar os resultados dos modelos para previsões fora da amostra.

Levando-se em conta a literatura recente sobre o tema, testam-se neste trabalho modelos que incorporam fundamentos macroeconômicos que serão detalhados no próximo capítulo. A metodologia adotada para estimar os modelos é a do Método Generalizado de Momentos (GMM) para a estimação dos modelos empíricos. Avaliam-se os modelos para previsões dentro e fora da amostra. Para dentro da amostra, usa-se o sinal e a significância estatística dos coeficientes estimados como critério de avaliação; para fora da amostra, o critério de seleção será a comparação do Erro Quadrático Médio (EQM) das previsões dos modelos empíricos, com o EQM das previsões obtidas por um passeio aleatório sem constante.

## 2 Modelos Teóricos

---

### 2.1 O Modelo Monetário de Preços Flexíveis (FPMM)

A vertente dos modelos monetários com preços flexíveis teve grande impulso nos anos 70, quando houve a adoção do regime de câmbio flexível entre as principais economias industrializadas, após a eclosão do Sistema de Bretton Woods, em 1973.

A forma discreta do FPMM assume a taxa de câmbio como o preço relativo de duas moedas, obtido por meio da oferta e da demanda dessas moedas. Usando o subscrito de tempo  $t$  e asteriscos para denotar variáveis e parâmetros estrangeiros, o equilíbrio monetário em cada país seria dado por:

$$m_t^s = m_t^d = p_t + \kappa y - \theta i_t \quad (1)$$

$$m_t^{s*} = m_t^{d*} = p_t^* + \kappa^* y_t^* - \theta^* i_t^* \quad (2)$$

onde  $m_t^s$  é o logaritmo das oferta monetária,  $m_t^d$  denota o logaritmo da demanda por moeda,  $p_t$  é o logaritmo do nível de preços,  $y_t$  é o logaritmo do produto e  $i_t$  é a taxa de juros.  $\kappa$  é a elasticidade-renda da moeda e  $\theta$  a semi-elasticidade juros da moeda.

O modelo também assume que a Paridade do Poder de Compra (PPC) vale a cada instante de tempo:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (3)$$

onde  $s_t$  é o logaritmo do preço doméstico de uma unidade da moeda estrangeira.

A oferta monetária em cada país, dado o nível do produto dos mesmos, determina o nível de preços desses países, e conseqüentemente, pela PPC, a taxa de câmbio seria determinada pela oferta relativa de moeda. Das equações (1), (2) e (3) resulta:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - (\kappa y_t - \kappa^* y_t^*) + (\theta i_t - \theta^* i_t^*) \quad (4)$$

que seria a fórmula fundamental do FPMM. O modelo é geralmente simplificado, assumindo-se que a elasticidade-renda e a semi-elasticidade juros são iguais entre os dois países e, por hipótese, há homogeneidade de grau um da taxa de câmbio em relação à oferta monetária. Assim, a equação (4) reduzir-se-ia a sua forma restrita:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - \kappa(y_t - y_t^*) + \theta(i_t - i_t^*) \quad (5)$$

No FPMM pressupõe-se que a taxa de juros doméstica seja exógena no longo prazo, sendo determinada no mercado mundial, dado o pressuposto implícito de perfeita mobilidade de capital. Chen (2004) sustenta que o diferencial da taxa nominal de juros, nesse caso, refletiria o prêmio por inflação. Os agentes, ao se depararem com um aumento na expectativa de inflação em seu país, trocariam moeda por títulos domésticos e estrangeiros, reduzindo a demanda por moeda doméstica, o que, *ceteris paribus*, induziria a uma depreciação da taxa de câmbio. Um aumento relativo do produto doméstico, *ceteris paribus*, criaria um excesso de demanda por moeda doméstica e, na tentativa de balancear seus saldos monetários reais, os agentes domésticos diminuiriam seus gastos, levando a uma queda no nível de preços, até se atingir o equilíbrio no mercado monetário (hipótese de preços flexíveis). Como a PPC vale a todo instante de tempo, a queda nos preços domésticos, tomando como constante os preços externos, levaria a uma apreciação da taxa de câmbio doméstica.

Uma derivação do FPMM pode ser obtida assumindo que o equilíbrio no mercado internacional de capitais seria dado pela paridade descoberta da taxa de juros:

$$(i_t - i_t^*) \equiv E_t s_{t+1} - s_t \quad (6)$$

onde  $E_t s_{t+1} - s_t = E_t(s_{t+1} \perp I_t)$  seria o valor esperado da taxa de câmbio na data t+1, condicionada a todas as informações públicas,  $I_t$ , disponíveis aos agentes econômicos em t. Sendo  $f_t$  o fundamento econômico relativo entre países, a cada instante de tempo definido por:

$$f_t \equiv (m_t - m_t^*) - \kappa(y_t - y_t^*) \quad (7)$$

substituindo (6), (7) em (5) obtém-se:

$$s_t = f_t + \gamma(E_t s_{t+1} - s_t) \quad (8)$$

resolvendo para  $s_t$ :

$$s_t = \mathcal{G}f_t + \psi E_t s_{t+1} \quad (9)$$

onde

$$\mathcal{G} = 1/(1 + \gamma)$$

$$\psi \equiv \gamma\mathcal{G} = \gamma/(1 + \gamma)$$

A equação (9) diz que os valores futuros da taxa de câmbio estão contidos na taxa de câmbio presente. Avançando a equação (9) um passo à frente, teríamos:

$$s_{t+2} = \mathcal{G}f_{t+1} + \psi E_t s_{t+2}$$

Tomando a expectativa condicional às informações disponíveis no tempo t e fazendo uso da lei das expectativas iterativas, obtemos  $E_t s_{t+1} = \mathcal{G}f_{t+1} + \psi E_t s_{t+2}$ . Repetindo o procedimento para n períodos à frente e substituindo em (9), chegaríamos a:

$$s_t = \vartheta \sum_{j=0}^k \left[ (\psi)^j E_t f_{t+j} + (\psi)^{k+1} E_t s_{t+k+1} \right] \quad (10)$$

com  $k$  tendendo ao infinito e se impondo a condição de transversalidade, que limita a taxa na qual o câmbio pode crescer assintoticamente, obtém-se *the fundamentals (no-bubbles) solution*:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (\psi)^k E_t s_{t+k} = 0 \quad (11)$$

que reduziria a fórmula do valor presente da taxa de câmbio (10) a:

$$s_t = \vartheta \sum_{j=0}^k (\psi)^j E_t f_{t+j} \quad (12)$$

De (12) teríamos que a taxa de câmbio hoje é o valor presente descontado dos fundamentos futuros da economia esperados no instante  $t$ <sup>11</sup>.

## 2.2 O Modelo Monetário de Preços Rígidos (SPMM)

Apesar de o FPMM ter sido a corrente dominante nos estudos da determinação da taxa de câmbio no início dos anos 70, seus fracos resultados empíricos levaram à concepção de modelos que assumissem fricções na economia, induzindo outra forma de convergência para o equilíbrio dos mercados no longo prazo. Em seu clássico artigo de 1976, Rudiger Dornbusch introduz a idéia de rigidez dos preços no curto prazo aos modelos cambiais, possibilitando saltos na taxa de câmbio nominal e/ou real para além de seu patamar de equilíbrio no longo prazo. A existência no sistema de variáveis que “saltam”, neste caso em específico, a taxa de câmbio e a taxa de juros, compensaria a rigidez em outras variáveis, no

---

<sup>11</sup> Mark (2001) também apresenta a solução caso a transversalidade imposta para o crescimento da taxa de câmbio fosse quebrada que levaria a existência de bolhas racionais (*rational bubbles*), que eventualmente dominariam o comportamento da taxa de câmbio. Omite-se essa solução neste estudo por não fazer parte do objeto de análise.

caso, os preços dos bens. Assim, a velocidade de ajuste nos diversos mercados seria diferente. Nas palavras de Dornbusch:

We draw, too, on the fact of differential adjustment of speeds in goods and asset markets. In fact, the dynamic aspects of exchange rate determination in this model arise from the assumption that exchange rates and assets markets adjust fast relative to goods markets. (DORNBUSCH, 1976, p.1161-1162)

Usando a notação de Sarno e Taylor (2002), a estrutura do SPMM poderia ser representada por um modelo de três equações em tempo contínuo:

$$\dot{s} = i - i^* \quad (13)$$

$$m = p + \kappa \bar{y} - \theta i \quad (14)$$

$$\dot{p} = \gamma \left[ \alpha + \mu(s - p) - \bar{y} \right] \quad (15)$$

As variáveis são apresentadas em logaritmo, com exceção da taxa de juros doméstica  $i$  e da taxa de juros externa  $i^*$ ,  $s$  é o preço da moeda estrangeira em termos da moeda doméstica,  $p$  é o nível de preços,  $y$  é o produto e  $m$  é o estoque de moeda. Os pontos sobre  $p$  e  $s$  denotam a derivada dessas variáveis em relação ao tempo e a barra sobre  $y$  denota o equilíbrio de longo prazo do produto<sup>12</sup>. A equação (13) representa a paridade descoberta da taxa de juros em tempo contínuo, e a equação (14) apresenta o equilíbrio no mercado monetário doméstico, entretanto, dada a existência de rigidez de preços, não se pode normalizar o nível de preços domésticos em um (em logaritmo, o termo seria nulo), porém os preços externos são constantes (por hipótese).

A equação (15) descreve uma versão da Curva de Phillips, dando a dinâmica de preços nos mercados domésticos, ao relacionar os movimentos dos preços internos ao excesso de demanda agregada. A demanda agregada seria uma função do consumo autônomo,  $\alpha$ , e de

---

<sup>12</sup> Dornbusch também apresenta em seu artigo uma variação que permite ajustes de curto prazo no produto, em resposta a mudanças na demanda agregada.

um componente dependente da competitividade externa ( $\mu(s-p)$ ), que pode ser pensado como as exportações líquidas e  $\mu$  daria a sensibilidade da demanda agregada à demanda externa. Nessa especificação, o produto não é mais demanda-determinado. Excesso de demanda agregada levaria a inflação ao invés de crescimento do produto.

O modelo assume a neutralidade da moeda, uma vez que o produto tem de estar no seu “potencial” de longo prazo e a taxa de juros interna tem de estar no nível da taxa internacional. Pela equação (14), mostra-se que os preços devem ser proporcionais à moeda também no longo prazo. Assumindo-se o equilíbrio no mercado de bens no longo prazo,  $\dot{p} = 0$ , obtém-se que a taxa nominal de câmbio tem, também, de ser proporcional ao preço no longo prazo, ou seja, apesar de não valer no curto prazo, no longo prazo, a PPC prevalece.

A solução para o modelo pode ser obtida assumindo-se que no longo prazo o produto tem de estar no seu nível potencial  $\left(\bar{y}\right)$ , que há equilíbrio não-inflacionário  $\left(\dot{p} = 0\right)$  e que a taxa de depreciação cambial é zero  $\left(\dot{s} = 0\right)$ . Assim, de (13) resulta:

$$i - i^* = 0 \quad (16)$$

dado que a oferta monetária é exógena; e de (14) e (16) obtém-se o equilíbrio monetário no longo prazo:

$$m - \bar{p} = \kappa \bar{y} - \theta i^* \quad (17)$$

subtraindo (17) de (14):

$$p - \bar{p} = \theta(i - i^*) \quad (18)$$

que em (13) leva a:

$$\dot{s} = (1/\theta)(p - \bar{p}) \quad (19)$$

O equilíbrio não-inflacionário em (15) implica:

$$\dot{p} = 0 = \gamma \left[ \alpha + \mu(\bar{s} - \bar{p}) - \bar{y} \right] \quad (20)$$

que, subtraindo de (15), implica:

$$\dot{p} = \gamma\mu(s - \bar{s}) - \gamma\mu(p - \bar{p}) \quad (21)$$

O sistema de equações diferenciais formado pelas equações (19) e (21) pode ser apresentado na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} \dot{s} \\ \dot{p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1/\theta \\ \gamma\mu & -\gamma\mu \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s \\ p \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 0 & 1/\theta \\ \gamma\mu & -\gamma\mu \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{s} \\ \bar{p} \end{bmatrix} \quad (22)$$

onde a matriz (22) tem determinante negativa ( $-\gamma\mu/\theta$ ) e, portanto, o sistema terá apenas um caminho de sela convergente (BLANCHARD; KAHN, 1980). Se o auto-valor  $\lambda$  de  $A$ , onde

$A = \begin{bmatrix} 0 & 1/\theta \\ \gamma\mu & -\gamma\mu \end{bmatrix}$ , é negativo, então a equação que dará a trajetória de  $s$  terá de satisfazer:

$$\dot{s} = -\lambda(s - \bar{s}) \quad (22a)$$

Usando (22a) em (19), obtém-se a equação do caminho de sela:

$$s = \bar{s} - (1/\theta\lambda)(p - \bar{p}) \quad (22b)$$

Supondo um aumento na oferta monetária (variável exógena no modelo), espera-se uma alta no nível de preços no longo prazo e um novo equilíbrio num patamar mais depreciado da taxa de câmbio. Entretanto, em função da rigidez dos preços no curto prazo, a taxa de câmbio “salta” para um patamar superior (moeda doméstica mais depreciada) à que se verificará no equilíbrio de longo prazo e irá convergir para esse equilíbrio numa trajetória única. No novo equilíbrio, o nível de preços será maior do que o verificado no instante inicial; a taxa de câmbio final também será maior (câmbio mais depreciado) que a inicial, porém inferior à verificada após o “salto” no curto prazo. Há, portanto, um *overshooting* da taxa de câmbio. Esse “salto” inicial serviria para equilibrar o mercado de ativos, enquanto o ajuste no mercado de bens seria mais “lento”. Na trajetória de ajuste observar-se-ia uma apreciação da taxa de câmbio, concomitantemente com a inflação (aumento no nível de preços).

O aumento da oferta monetária de curto prazo induziria a uma redução da taxa de juros doméstica; pela paridade descoberta da taxa de juros, haveria uma depreciação da taxa de câmbio. Essa depreciação levaria a um aumento na demanda por bens domésticos, devido à queda dos preços relativos. O excesso de demanda induziria a um aumento no nível de preços que, por sua vez, afetaria a demanda agregada, tanto pela deterioração dos preços relativos, quanto pelo aumento na taxa de juros.

### **2.3 Modelo de Ajuste de *Portfolio***

Os Modelos de Ajuste de *Portfolio* (PBM) são modelos dinâmicos na determinação da taxa de câmbio, baseados na interação dos mercados de ativos, balança de conta corrente, nos preços e na taxa de acumulação de ativos (SARNO e TAYLOR, 2002).

Os modelos monetários anteriormente apresentados, de preços flexíveis e de preços rígidos, assumem a perfeita substituição entre ativos domésticos e estrangeiros e seus efeitos sobre a taxa de câmbio. Entretanto, a existência de *home-bias* (preferência pelos agentes domésticos por ativos domésticos), diferença de liquidez, risco de solvência, diferenças tributárias e mesmo do risco de conversão de moeda podem afetar esse equilíbrio assumido nos modelos monetários, tornando os ativos domésticos e estrangeiros substitutos imperfeitos. Os modelos de Ajuste de *Portfolio* avaliam como essa substituição imperfeita

entre ativos domésticos e estrangeiros pode afetar a demanda dos agentes por ativos domésticos e estrangeiros.

Ao mesmo tempo, o equilíbrio de curto prazo entre ativos domésticos e estrangeiros e, conseqüentemente, a taxa de câmbio no curto prazo responderá não só à demanda, mas também à oferta desses ativos. Neste ponto, o saldo em conta corrente passa a ter um papel importante na determinação da taxa de câmbio e, ao contrário dos modelos monetários, os Modelos de Ajuste de *Portfolio* incorporam o efeito riqueza que advém de desequilíbrios na conta corrente como determinantes da taxa de câmbio. Mas, ao mesmo tempo, a taxa de câmbio é o principal determinante no saldo em conta corrente; assim, *superávits* em conta corrente levariam a um aumento de ativos estrangeiros em mãos de agentes domésticos, com efeitos sobre a riqueza doméstica que, por sua vez, influenciará a demanda por ativos e, finalmente, a taxa de câmbio.

Usando a notação de Sarno e Taylor (2002)<sup>13</sup>, pode-se definir que a riqueza financeira doméstica privada tem três componentes:

$$W \equiv M + B + SB^* \quad (23)$$

$$M = M(i, i^* + \hat{S}^e)W \quad \partial M / \partial i < 0, \partial M / \partial (i^* + \hat{S}^e) < 0 \quad (24)$$

$$B = B(i, i^* + \hat{S}^e)W \quad \partial B / \partial i > 0, \partial B / \partial (i^* + \hat{S}^e) < 0 \quad (25)$$

$$SB^* = B^*(i, i^* + \hat{S}^e)W \quad \partial B^* / \partial i < 0, \partial B^* / \partial (i^* + \hat{S}^e) > 0 \quad (26)$$

$$B^* = T(S/P) + i^* B^* \quad T(S/P) > 0 \quad (27)$$

onde  $W$  é a riqueza,  $M$  é a moeda doméstica,  $B$  são os títulos emitidos domesticamente,  $B^*$  são os títulos estrangeiros denominados na moeda estrangeira detidos pelos agentes domésticos,  $\hat{S}^e$  é a taxa de desvalorização esperada da moeda doméstica,  $i$  e  $i^*$  representam

<sup>13</sup> Martin e Masson (1979) apresentam uma estrutura semelhante para descrever o modelo.

a taxa de juros doméstica e estrangeira, respectivamente.  $\partial(\bullet)/\partial(\otimes)$  denota a derivada parcial de  $\bullet$  em relação a  $\otimes$ . A riqueza é apresentada na identidade (23), enquanto as equações (24), (25) e (26) apresentam a demanda pelos diversos ativos, e a equação (27) representa a igualdade entre a conta capital (lado esquerdo) e a conta corrente (lado direito da igualdade). Esta última é resultante da balança comercial ( $T(S/P)$ ) e do serviço da dívida ou do ativo externo, sendo que a balança comercial depende positivamente da taxa de câmbio real<sup>14</sup>. Nesse exemplo, a conta corrente daria a taxa de acumulação (redução) do ativo externo líquido (passivo externo líquido)  $B^*$ .

Numa análise de estática comparativa, por exemplo, um aumento na oferta monetária doméstica,  $M$ , induziria os agentes, *ceteris paribus*, a comprar títulos domésticos e estrangeiros para adequar suas carteiras, o que induziria a um novo equilíbrio com taxas de juros domésticas mais baixas e a uma taxa de câmbio nominal mais depreciada. Ou ainda, supondo que por fatores exógenos, como, por exemplo, uma melhora nos termos de troca, haja uma melhora na balança comercial e, conseqüentemente, redução do *déficit* ou geração de superávit em conta corrente isso afetaria a taxa de variação de  $B^*$ . Assim, haveria um excesso de oferta de moeda estrangeira e, assumindo que as autoridades domésticas não reagissem e alterassem a taxa de juros ou a oferta monetária, o novo equilíbrio se daria num patamar mais apreciado na taxa de câmbio doméstica, com o mesmo patamar de juros ( $i$ ) existente anteriormente. Finalmente, supondo que haja um desequilíbrio fiscal no curto prazo, aumentando a oferta de títulos domésticos ( $B$ ), causando um excesso de oferta de títulos e um aumento da taxa de juros doméstica e da riqueza privada ( $W$ ), o efeito riqueza induziria a um aumento na demanda por títulos externos ( $B^*$ ), ao mesmo tempo em que o aumento da taxa de juros doméstica reduziria a demanda por  $B^*$  e aumentaria a demanda por  $B$ . Como  $B$  e  $B^*$  não são substitutos próximos no *portfolio* dos agentes, o efeito riqueza tenderia a dominar o efeito substituição, levando a um equilíbrio com taxas de juros mais elevadas e câmbio mais depreciado.

As análises até aqui foram feitas considerando-se o ajuste de curto prazo da taxa de câmbio. Entretanto, alguns outros pontos precisam ser considerados na análise da dinâmica de ajustamento no longo prazo, tais como, efeitos de mudanças monetárias sobre os preços, sobre o câmbio real e, conseqüentemente, sobre a balança comercial e, sobre a conta corrente

---

<sup>14</sup> Os preços dos bens ( $P$ ) não são definidos neste modelo, podendo assumir a sua neutralidade no longo prazo.

e o nível de riqueza da economia em questão. Ou seja, ao contrário do equilíbrio de curto prazo, quando fluxos seriam os principais determinantes da taxa de câmbio, no longo prazo, alterações sobre o estoque dos ativos e, ou, passivos em moeda estrangeira, além do nível de riqueza, teriam papel central na dinâmica e na determinação do patamar de equilíbrio da taxa de câmbio. Não só a posição externa líquida pública e privada dos países afetaria a dinâmica de ajustamento da taxa de câmbio no longo prazo, mas também a composição e o retorno desses ativos e passivos de cada país<sup>15</sup>. Países com passivo externo denominado em moeda que não a sua teriam dinâmicas de ajustamento da taxa de câmbio diferentes dos que possuem esse passivo na própria moeda.

Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994) apresentam o PBM por meio da incorporação de um prêmio de risco cambial ( $R$ ) dada a adição de investimentos em ativos estrangeiros, sem proteção cambial, ao *portfolio* dos investidores domésticos. Assim, poderia se expressar a variação cambial ( $\hat{e}$ ) por:

$$\hat{e} = (\hat{M} - \hat{M}^*) + \phi(\hat{Y}^* - \hat{Y}) + \lambda(\pi - \pi^*) + \lambda R \quad (28)$$

onde  $(\hat{M} - \hat{M}^*)$  representa a variação relativa entre os dois países da oferta monetária,  $(\hat{Y}^* - \hat{Y})$  indica o diferencial de crescimento relativo entre os países e  $(\pi - \pi^*)$  traduz o diferencial de inflação esperada entre os dois países.

Fatores como diferença de *déficit* público entre países (oferta de títulos), queda da variabilidade do retorno real dos ativos domésticos *vis-à-vis* os ativos estrangeiros e alterações na riqueza relativa entre países afetariam  $R$  e, conseqüentemente, a taxa de câmbio. Ainda segundo os autores, neste último ponto, por exemplo, *superávits* em conta corrente, associados à elevação na riqueza doméstica em relação à riqueza estrangeira, poderiam ser acompanhados de apreciação cambial.

---

<sup>15</sup> Acerca dos efeitos da composição do ativo externo e do passivo doméstico em poder do resto do mundo, sobre o ajustamento de *portfolio* e taxa de câmbio, ver Gourinchas e Rey (2005).

### 3 Especificação e Estimação

---

#### 3.1 Especificação dos modelos estimados

O Modelo Monetário de Preços Flexíveis (FPMM) a ser estimado poderia ser apresentado por:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_4(i_t - i_t^*) + \mu_t$$

onde  $s_t$  é o logaritmo da taxa de câmbio (R\$/US\$),  $m_t$  e  $m_t^*$  são os logaritmos do M1 no Brasil e Estados Unidos, respectivamente;  $y_t$  e  $y_t^*$  são os logaritmos da produção industrial nos dois países e  $i_t$  e  $i_t^*$  são os logaritmos da taxa do *swap* pré de um ano no Brasil e nos Estados Unidos, respectivamente<sup>16</sup>.

Sendo  $\pi_t$  e  $\pi_t^*$  logaritmos da taxa de inflação do Brasil e dos Estados Unidos, que buscam captar a rigidez de preços nas duas economias, o Modelo Monetário de Preços Rígidos poderia ser estimado por:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_4(i_t - i_t^*) + \beta_5(\pi_t - \pi_t^*) + v_t$$

onde  $v_t$  é um termo aleatório.

De modo a adaptar os modelos tradicionais a uma economia como a brasileira, emergente e com importante participação de *commodities* na sua pauta de exportação, serão adicionadas algumas variáveis que captam o prêmio de risco de crédito do país, a evolução dos preços relevantes para a balança comercial brasileira e um termo que capte a evolução

---

<sup>16</sup> Foi usado (1+ logaritmo da taxa do *swap* pré) para os juros domésticos e dos EUA.

relativa da produtividade do setor de bens comercializáveis entre Brasil e EUA. Denominando estas séries como variáveis específicas<sup>17</sup>, poder-se-ia reescrever os modelos acima:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_4(i_t - i_t^*) + \Gamma_{j,t}^T \beta_j + \mu_t$$

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_4(i_t - i_t^*) + \beta_5(\pi_t - \pi_t^*) + \Gamma_{j,t}^T \beta_j + \nu_t$$

onde  $\Gamma_{j,t}^T$  seria o vetor transposto das variáveis específicas.

Para o Modelo de Ajuste de *Portfolio* fez-se uso de duas especificações, aqui chamadas de Compostas. Estas têm por objetivo captar os efeitos dos modelos de ajustamento de *portfolio* a mudanças na aversão ao risco dos agentes, alterações nas condições de crédito dos mercados internacionais do prêmio de risco país e dos preços externos com efeitos sobre a balança comercial. Como o Banco Central do Brasil e o Tesouro Nacional atuam nos mercados cambiais via uso de instrumentos de dívida ou de derivativos denominados em dólar, acrescenta-se a evolução do passivo cambial do setor público no mercado doméstico para captar o efeito dessas atuações sobre a taxa de câmbio nominal. As duas especificações compostas só diferem entre si pela imposição ou não da PPC. Assim, a especificação assume a seguinte forma:

$$s_t = \beta_0 + (p_t - p_t^*) + \beta_1 z_t + \beta_2 CRB_t + \beta_3 CC_t + \beta_4(i_t - i_t^*) + \beta_5 EM_t + \beta_6 DCamb_t + \beta_7 VIX_t + \eta_t$$

para o modelo que impõe a PPC, enquanto a especificação que assume rigidez de preços poderia ser expressa por:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \beta_2 CRB_t + \beta_3 CC_t + \beta_4(i_t - i_t^*) + \beta_5 EM_t + \beta_6 DCamb_t + \beta_7 VIX_t + \beta_8(\pi_t - \pi_t^*) + \eta_t$$

onde  $z_t$  é o logaritmo do diferencial de produtividade do setor de bens comercializáveis,  $CRB_t$  é a cesta do CRB,  $CC_t$  é o passivo externo líquido, aqui medido pelos resultados mensais da conta corrente,  $EM_t$  é o EMBI+ Brasil,  $DCamb_t$  é o logaritmo do passivo doméstico do setor público brasileiro em dólar,  $VIX_t$  é um indicador de volatilidade que visa captar mudanças na aversão ao risco dos investidores internacionais<sup>18</sup>. O termo  $(p_t - p_t^*)$  indica que a PPC vale a todo instante de tempo. Todas as variáveis, com exceção das

<sup>17</sup> A descrição dos dados é apresentada no Apêndice 1.

<sup>18</sup> Ver definição desses indicadores no Apêndice 1.

*dummies*, estão em logaritmo. As Figuras 1 e 2 apresentam os gráficos das variáveis utilizadas nos modelos.

A literatura tradicional e estudos empíricos não fazem uso do prêmio de risco de crédito como variável explicativa da taxa de câmbio, pois muitos desses estudos foram conduzidos para determinar o comportamento da taxa de câmbio de países do G7, onde o risco de crédito soberano, muitas vezes, não parece ser relevante. Entretanto, a variável risco de crédito representa um elemento importante para a determinação da taxa de câmbio dos países emergentes, como o Brasil, por afetar, por exemplo, o custo de captação de recursos pelas empresas do país no mercado internacional. O risco de crédito soberano também afeta o custo das linhas comerciais e outros instrumentos de créditos internacionais para os agentes domésticos nos mercados internacionais, com efeitos na determinação da taxa de câmbio.

Obstfeld e Rogoff afirmam que “[...] the nominal exchange rate must be viewed as an asset price. Like other assets, the exchange rate depends on expectations of future variables” (OBSTFELD; ROGOFF, 1996, p. 529). Assim, o uso de um indicador de risco de crédito do país pode, de alguma forma, captar não só os custos e o acesso dos agentes domésticos (Brasil) ao mercado de capitais internacional, mas também refletir expectativas sobre a mudança de perspectiva futura dos fundamentos econômicos do país.

Na mesma direção, ao usar a variação da taxa de *swap* pré de um ano, ao invés da taxa de juros de política monetária determinada pelo Banco Central do Brasil e pelo FED dos Estados Unidos, novamente deu-se pesos às expectativas dos agentes econômicos e não só a fatores coincidentes da economia.

Uma alternativa às especificações anteriores, em que se considera o diferencial de taxa de juros separadamente da taxa de risco país, é usar um modelo restrito que examine os efeitos do diferencial entre as taxas “livre de risco”. Nesse caso, seria necessária a construção de uma série de juros doméstica descontada do prêmio de risco país e, a partir dessa taxa, a construção do diferencial com a taxa de juros dos EUA ( $i - \text{prêmio} - i^*$ ). O problema é que a simples subtração do EMBI+ Brasil da taxa linear do *swap* pré de um ano brasileiro geraria uma variável mal “construída”, dado que a duração da cesta do EMBI+ Brasil tem duração

maior que um ano, não sendo, portanto, comparável à taxa pré de um ano. Fez-se, então, uso de um prêmio de risco de um ano<sup>19</sup>.

A pauta de exportação brasileira tem grande participação de *commodities*, na linha de Chen (2004), e faz-se uso dos termos de troca calculado pela FUNCEX (Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior) e de uma cesta construída a partir de uma média ponderada de índices segmentados do CRB, de forma a aproximar essa série à pauta de exportações brasileira<sup>20</sup> para identificar os efeitos desses preços sobre a taxa de câmbio.

Por ser o Brasil uma pequena economia, mudanças na percepção de risco global afetam os fluxos de capitais para o país, com efeitos diretos sobre o câmbio. Momentos de *flight to quality* caracterizam-se por movimentos divergentes na taxa de juros livre de risco (no caso, o *Treasury* dos Estados Unidos) e prêmio de risco de crédito, com o primeiro recuando ao mesmo tempo em que o segundo sobe. Introduce-se, então, o *high yield spread* para captar mudanças na percepção de risco de crédito no mercado dos Estados Unidos, com consequência sobre os países emergentes (MEGALE, 2003) e, também, o índice VIX, que busca medir mudanças na aversão ao risco dos investidores.

Uma variante do FPMM, o *Asset Model*, também foi estimada, através da especificação:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3EM_t + \beta_3TT_t + v_t$$

onde,  $TT_t$  são os termos de troca brasileiros.

Finalmente, usa-se uma especificação, denominada Mercado, em que apenas se utilizam variáveis *real time* cujo acesso é imediato a todos os agentes do mercado financeiro e que, de alguma forma, afetam a decisão dos operadores de mercado em suas posições de compra e venda de moedas.

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(i_t - i_t^*) + \beta_2EM_t + \beta_3CRB_t + \beta_4VIX_t + \beta_5HG_t + v_t$$

<sup>19</sup> Ver a definição deste indicador no Apêndice 1.

<sup>20</sup> Os índices segmentados e a suas respectivas ponderações são apresentados no Apêndice 1.

onde,  $HG_t$  é o *CS High Yield Index II* que busca captar mudanças no cenário de crédito nos mercados internacionais. Novamente, as variáveis estão em logaritmo.

### 3.2 Estimação

Granger e Newbold (1974) notaram que em análise de regressão com variáveis não-estacionárias com tendência comum é freqüente obter-se um elevado coeficiente de determinação para o ajustamento linear ( $R^2$ ), porém, com os resíduos da regressão sendo fortemente autocorrelacionados, isto é, com baixo Durbin-Watson (DW). A isso os autores chamaram regressão espúria. A forte autocorrelação residual provoca um viés para baixo no desvio-padrão dos parâmetros estimados na regressão e leva a coeficientes instáveis quando se passa, na especificação da regressão, dos níveis das variáveis para as suas primeiras diferenças. A literatura aponta que a taxa de câmbio e muito de seus determinantes econômicos são integrados de ordem um ( $I(1)$ ). O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) de raiz unitária indica que a taxa de câmbio R\$/US\$ é  $I(1)$  para o período em análise. O teste ADF para a taxa de câmbio e para as demais variáveis usadas nas diversas especificações é apresentado na Tabela A.2.1 do Apêndice 2.

De modo a evitar possíveis regressões espúrias, estimaram-se os modelos assumindo como variável dependente o retorno da taxa de câmbio (primeira diferença em logaritmo da taxa de câmbio) como função da oscilação das variáveis econômicas escolhidas (primeira diferença das variáveis independentes)<sup>21</sup>.

Uma expressão geral para a relação entre a taxa de câmbio é:

$$s_t = X_t \Pi + \varepsilon_t$$

onde  $X_t$  é o vetor de variáveis econômicas consideradas,  $\varepsilon_t$  é um termo aleatório e  $\Pi_t$  é o vetor de coeficientes estimados. A especificação em primeira diferença envolveria a seguinte regressão:

---

<sup>21</sup> Como apontado por Engle e Granger (1987), caso as variáveis não-estacionárias em seus níveis tenham uma relação de equilíbrio no longo prazo, isto é, caso elas co-integrem, ao especificar os modelos em primeira diferença estar-se-á cometendo um erro de especificação. Contudo, a limitação da amostra não permite que se faça uso do Vetor de Correção de Erros (VEC).

$$\Delta s_t = \Delta X_t \Pi + \varepsilon_t$$

onde  $\varepsilon_t$  é um termo aleatório.

Uma vez que nos modelos de câmbio pode haver determinação conjunta de todas as variáveis presentes na equação, é justificável fazer-se o uso de variáveis instrumentais que levariam a ganhos de consistência dos parâmetros estimados. Como a variação da taxa de câmbio, e também a variação de algumas outras variáveis presentes nas especificações, não apresenta uma distribuição normal (Apêndice 2), usou-se o Método Generalizado de Momentos (GMM) com a Matriz de Ponderação para séries temporais (HAC) do E-Views 5.1. Os estimadores gerados pelo GMM são robustos e, ao contrário dos obtidos por Máxima Verossimilhança, o GMM não requer a informação exata da distribuição dos erros dos modelos especificados. Os instrumentos utilizados são apresentados no Apêndice 3.

Foram utilizadas duas abordagens para avaliar os modelos estruturais apresentados no item 3.1. A primeira inclui toda a amostra (março de 1999 a dezembro de 2005) e os modelos são avaliados de acordo com a significância das variáveis estimadas, se os sinais obtidos para os coeficientes estimados vieram em linha com o antecipado pela teoria e, também, o Critério de Akaike (AIC) para seleção dos modelos. Já para a segunda abordagem, através de *rolling regressions* com amostra de 46 observações, foram feitas projeções fora do período da amostra para um, três, seis e doze meses à frente. Concomitantemente, por meio de um passeio aleatório sem constante, geram-se previsões também para fora da amostra. Como critério de comparação entre as projeções obtidas foi utilizado o Erro Quadrático Médio (EQM)<sup>22</sup>, de acordo com o apresentado por Cheung, Chinn e Pascual (2003).

Dado o tamanho limitado da amostra<sup>23</sup>, refazem-se no Apêndice 3 as estimações dos modelos para toda a amostra por meio da alteração dos instrumentos<sup>24</sup>, no caso, acrescentando mais uma defasagem dos instrumentos usados nas estimações anteriores, e comparando os novos resultados gerados aos obtidos anteriormente para ver a sensibilidade das estimações à escolha das variáveis instrumentais. As comparações levaram em

---

<sup>22</sup>  $EQM = E \left[ \left( \hat{y} - y \right)^2 \right]$ , onde  $\hat{y}$  é o valor estimado e  $y$  é o valor observado e  $E$  é o operador esperança.

<sup>23</sup> Os estimadores de momento terão propriedades ótimas para grandes amostras (VALLS, 2005 apud HANSEN, 1982).

<sup>24</sup> Como serão apresentadas mais adiante, na análise dos resultados dentro da amostra, as estatísticas J para todos os modelos validam a sobreidentificação dos instrumentos.

consideração mudanças de sinais dos coeficientes estimados e, também, o teste de Wald, impondo a igualdade entre os coeficientes da primeira estimação e os obtidos na segunda.

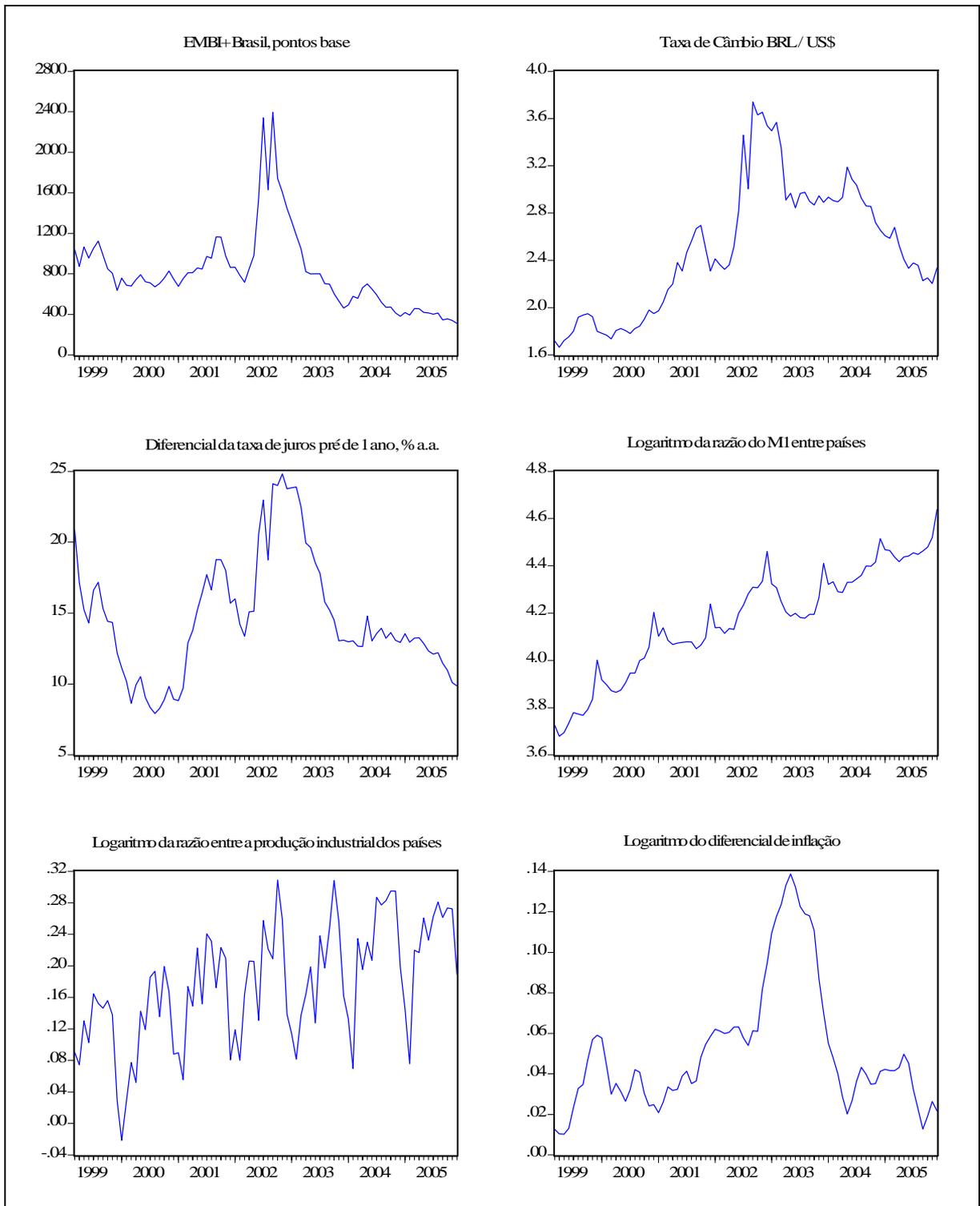


Figura 1 – Gráficos das variáveis utilizadas nos modelos

Nota: Os gráficos apresentam a evolução em nível (ou logaritmo do nível) das variáveis usadas nas especificações apresentadas.

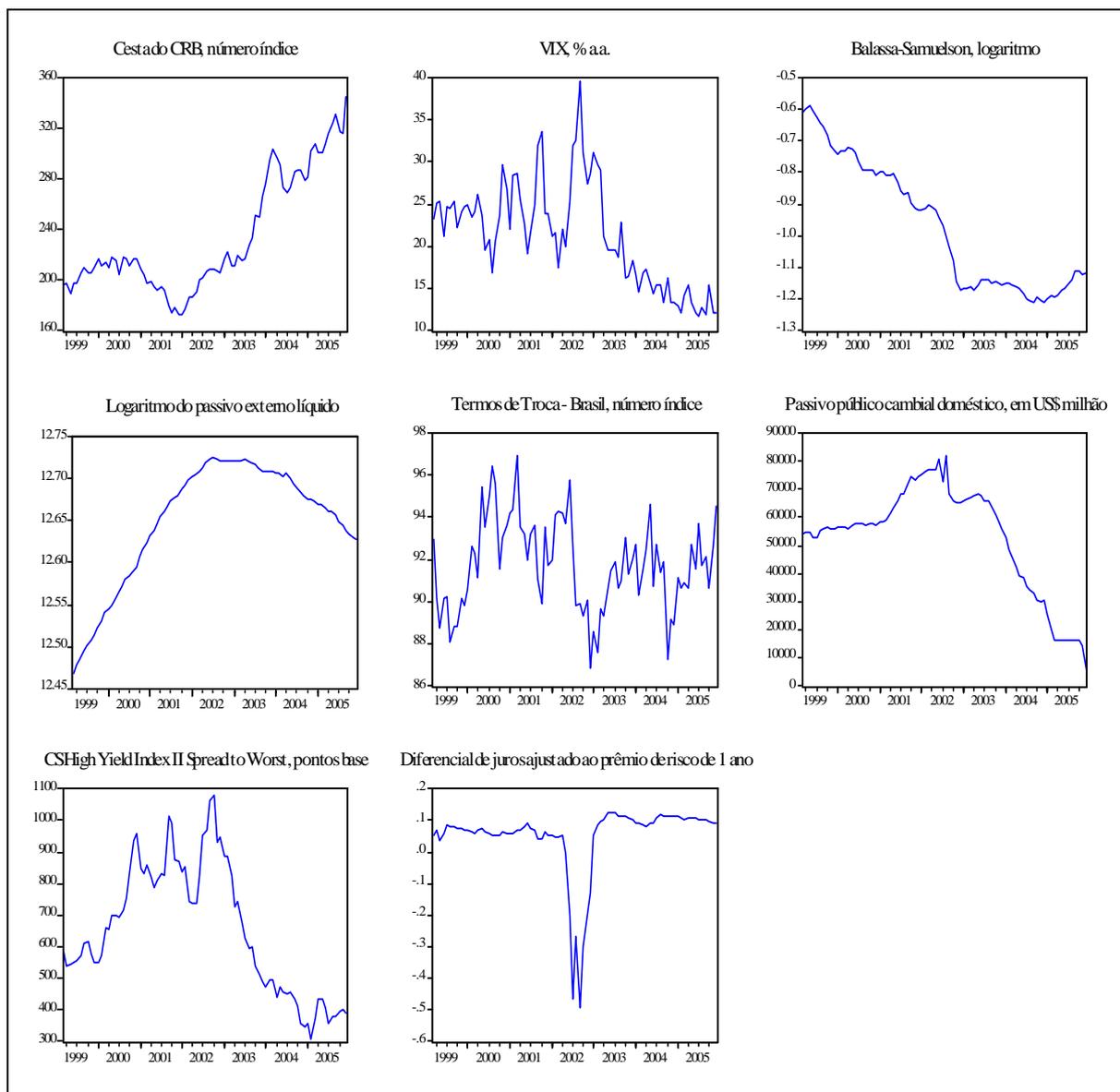


Figura 2 – Gráficos das variáveis utilizadas nos modelos

Nota: Os gráficos apresentam a evolução em nível (ou logaritmo do nível) das variáveis usadas nas especificações apresentadas.

Seguindo a metodologia adotada por Meese e Rogoff (1983a) de estimativas fora da amostra como forma de se avaliar o desempenho dos modelos econômicos para a previsão da taxa de câmbio  $n$ -períodos à frente, inicialmente, estimam-se as especificações para o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2001. Entretanto, dado o uso de instrumentos defasados, a primeira estimação de cada especificação estende-se do período de março de 1999 a dezembro de 2002, ou seja, a janela inclui 46 observações após o ajuste. Em seguida, por meio dos modelos estimados, são feitas projeções para um, três, seis e doze meses à frente da taxa de câmbio em nível. Depois, desloca-se, pelo método de *rolling regressions*, a estimação dos modelos um período à frente, mantendo-se o tamanho da amostra constante, ou

seja, o segundo período de estimação passa para abril de 1999 a janeiro de 2003; novamente estima-se a taxa de câmbio para os mesmos períodos à frente. Repete-se o procedimento até o esgotamento da amostra. Finalmente, repete-se o mesmo procedimento anteriormente descrito para uma especificação que assume a taxa de câmbio como um passeio aleatório sem constante.

Assim, para cada especificação foram geradas 36, 34, 31 e 25 previsões para as estimativas de um, três, seis e doze meses à frente, respectivamente. Posteriormente, calculou-se o EQM para cada uma das previsões, inclusive as geradas pelo passeio aleatório sem constante. Para simplificar a análise, calculou-se a razão entre o EQM de cada especificação e o EQM do passeio aleatório. Como apresentado por Cheung, Chinn e Pascual (2005), usa-se a estatística proposta por Diebold e Mariano (1995), na qual se testa, sob hipótese nula, a não existência de diferença de precisão entre as duas estimativas, isto é, as previsões geradas pelos modelos estruturais contra as previsões geradas por um passeio aleatório sem constante. Neste estudo, utiliza-se como função de perda a diferença entre o erro quadrático dos modelos estruturais e o das previsões feitas através de um passeio aleatório sem constante.

Dada a série da taxa de câmbio observada,  $x_t$ , e a série de previsões geradas pelos modelos estruturais,  $y_t$ , a função perda,  $L_t$ , para o Erro Quadrático Médio é definida por:

$$L(y_t) = (y_t - x_t)^2$$

A mesma expressão se aplica para as previsões produzidas por um passeio aleatório sem constante ( $r_t$ ).

Testar se a performance da previsão dos modelos econômicos é diferente das previsões geradas pelo passeio aleatório, equivale a testar se a média populacional da série de perda,  $d_t$ , é zero, sendo:

$$d_t = L(y_t) - L(r_t)$$

Neste trabalho, testou-se:

Teste 1:

H0:  $\bar{d} = 0 \Rightarrow$  modelos têm resultados estatisticamente iguais;

H1:  $\bar{d} < 0 \Rightarrow$  modelos estruturais têm resultados superiores aos gerados por um passeio aleatório.

Teste 2:

H0:  $\bar{d} = 0 \Rightarrow$  modelos têm resultados estatisticamente iguais;

H1:  $\bar{d} > 0 \Rightarrow$  modelos estruturais têm resultados inferiores aos gerados por um passeio aleatório.

onde  $\bar{d} = 1/T_o \sum_{t=0}^T d_t$ .

A estatística do teste Diebold-Mariano é dada por:

$$S = \bar{d} / \left( \widehat{LRV}_{\bar{d}} \right)^{1/2}$$

onde  $\widehat{LRV}_{\bar{d}}$  é um estimador consistente da variância assintótica de  $\sqrt{T} \bar{d}$ . Diebold e Mariano (1995) mostram que sob a hipótese nula, de igual previsão entre os modelos:

$$S \overset{A}{\sim} N(0,1)$$

## 4 Análises dos Resultados

---

### 4.1 Resultados para toda a amostra

As tabelas de 1 a 5 contêm os resultados das diversas especificações levando-se em consideração os dados de toda a amostra (março de 1999 a dezembro de 2005)<sup>25</sup>, para as estimações dos modelos irrestritos e restritos. Os modelos restritos utilizam o diferencial de juros ajustado ao prêmio de risco  $\beta_j(i - \text{prêmio} - i^*)$  e não a forma  $\beta_j(i - i^*) + \beta_m \text{EMBI}$ , presente nos modelos irrestritos. Para evitar o problema de construção desta variável, que poderia surgir por um *duration* superior a um ano do EMBI+ Brasil, utilizou-se o prêmio de risco Brasil de um ano<sup>26</sup>. De forma geral, as variáveis específicas se mostram significativas para explicar variações cambiais tanto nos modelos irrestritos, quanto nos restritos, e a não inclusão das mesmas geraria problemas de especificação dos modelos, no caso, problemas de variáveis omitidas, em linha com Meese (1990). Usando o critério de Akaike (AIC) para seleção dos modelos, verificamos que as mesmas especificações para os modelos irrestritos geraram modelos melhores do que os obtidos com as especificações restritas.

#### 4.1.1 Resultados obtidos a partir do Modelo Monetário de Preços Flexíveis

Com exceção do diferencial de crescimento econômico entre Brasil e EUA, as variáveis econômicas do Modelo Monetário de Preços Flexíveis são estatisticamente significativas e os sinais obtidos vieram em linha com o antecipado pela teoria quando considerado o modelo irrestrito (especificação (1) Tabela 1). Para o modelo restrito (especificação (9) Tabela 1), apesar de significativas, os coeficientes obtidos para o diferencial de juros (negativo) e para o produto (positivo) vieram contrário ao antecipado pela teoria. A inclusão das variáveis específicas tende a melhorar o modelo original, segundo o critério AIC, nos modelos irrestritos, mas o mesmo não se aplica para a modelagem restrita.

---

<sup>25</sup> Deve-se ressaltar que a especificação de cada modelo para realizar os estudos para fora da amostra baseou-se na teoria econômica apresentada na Revisão da Literatura, não levando em consideração os resultados obtidos para toda a amostra.

<sup>26</sup> Foram estimados, também, os modelos restritos com o diferencial de juros ajustado pelo EMBI+ Brasil tanto para dentro, quanto para fora da amostra, porém, os resultados foram semelhantes aos obtidos com o uso do prêmio de um ano. Os dados estão disponíveis mediante solicitação.

O diferencial de juros futuro entre Brasil e Estados Unidos é significativo (a 1%) e positivo em seis das oito especificações testadas para o FPMM nos modelos irrestritos (Tabela 1 – especificações de (1) a (8)). Apesar de esses resultados serem intuitivamente contraditórios (um aumento na taxa de juros doméstica, relativamente aos juros internacionais dos EUA, levaria a uma depreciação do Real), eles vieram em linha com o antecipado pela teoria econômica que baseia os Modelos Monetários de Preços Flexíveis (vide Equação (5) no Capítulo 3). Outra variável significativa em todas as especificações em que foi incluída (modelos irrestritos) é o EMBI+ Brasil. O sinal positivo está em linha com as expectativas de que uma piora na percepção do risco de solvência induziria a uma depreciação cambial, refletindo a deterioração da visão dos agentes sobre os fundamentos futuros da economia. Aqui se necessita fazer a ressalva de que a literatura mostra que a PPC se aplica ao Brasil, entretanto, esses mesmos estudos indicam que ela vale para o longo prazo e não para a todo instante de tempo como o sugerido pelos FPMM (ROSSI, 1995).

Os termos de troca, quando introduzidos nas especificações do MMFP dos modelos irrestritos, são estatisticamente significantes em uma das especificações e o sinal negativo veio em linha com o esperado. O mesmo ocorrendo nas especificações restritas. Por outro lado, a cesta do CRB não é estatisticamente significativa no período em questão para os modelos irrestritos, mas é significativa nos modelos restritos. Entretanto, os sinais obtidos (positivo) não vieram em linha com a teoria. O diferencial de crescimento na produção industrial dos dois países é significativo em poucas especificações e os sinais obtidos (positivo) não estão vieram em linha com a teoria.

O diferencial de produtividade (Balassa-Samuelson) nos setores de bens comercializáveis é significativo em duas das quatro especificações dos modelos irrestritos e em apenas um dos modelos restritos. O sinal obtido, negativo, veio em linha com a teoria. O diferencial da expansão monetária entre os dois países (M1) não é significativo em apenas um dos modelos irrestritos (é significativo em todos os modelos restritos). O sinal dos coeficientes estimados está em linha com a teoria (positivo).

Tabela 1 – Resultados dentro da amostra: Variação da taxa de câmbio – Modelos Monetários de Preços Flexíveis e variáveis específicas

Modelo Monetário de Preços Flexíveis e variáveis específicas (Irrestrito)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	0,010*	0,006**	0,005***	0,007**	0,011*	0,004	0,001	0,004
Produto	0,039	0,023	0,089	0,038	0,023	-0,025	-0,063	-0,030
M1	0,246**	0,291*	0,383*	0,274*	0,170	0,238**	0,239**	0,208**
Swap	1,726*	0,961*	1,097*	1,081*	1,671*	-0,166	-0,380	1,053*
EMBI	..	0,223*	0,150*	0,215*	..	0,302*	0,295*	0,249*
Termos de Troca	..	..	-1,167*	..	..	..	-0,118	..
Cesta CRB	..	..	..	0,081	..	..	..	0,233
Balassa–Samuelson	..	..	..	..	0,212	-0,457	-0,631**	-0,605*
Estatística J (1)	0,105	0,088	0,063	0,091	0,112	0,094	0,107	0,098
AIC	-6.187	-6.589	-6.139	-6.622	-6.189	-6.355	-6.229	-6.521
Modelo Monetário de Preços Flexíveis e variáveis específicas (Restrito)		(9)	(10)	(11)		(12)	(13)	(14)
Constante	..	-0,003	-0,000	-0,006	..	-0,005	-0,005	-0,014*
Produto	..	0,262**	0,266	0,164	..	0,157	0,129	0,214***
M1	..	0,544*	0,555**	0,603*	..	0,474**	0,462**	0,393**
Swap - prêmio de risco	..	-0,504*	-0,151	-0,102	..	-0,538*	-0,543*	-0,509*
Termos de Troca	..	..	-2,272*	..	..	..	-0,234	..
Cesta CRB	..	..	..	0,510**	..	..	..	0,431***
Balassa-Samuelson	..	..	..	..	..	-1,144*	-1,1068	-1,309*
Estatística J (1)	..	..	..	..	..	..	..	..
AIC	..	-5.744	-5.412	-5.150	..	-5.626	-5.607	-5.606

Notas: \*, \*\* e \*\*\* denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. O valor sombreado indica o modelo com menor AIC.

(1) H0: a sobreidentificação dos instrumentos é satisfeita.

Baseando-se no critério AIC, a “melhor” especificação foi obtida através do modelo irrestrito que inclui a cesta do CRB (especificação (4) Tabela 1). Os modelos irrestritos apresentam menores AIC que os modelos restritos com as mesmas variáveis específicas. A estatística  $J^{27}$  valida a sobreidentificação dos instrumentos em todos os modelos.

Em resumo, para o FPMM, as especificações irrestritas apresentaram melhor desempenho dentro da amostra quando comparadas às especificações restritas similares, segundo o AIC. Os sinais obtidos para os coeficientes estimados, quando significantes, em geral, ficaram em linha com o antecipado pela teoria, com exceção do diferencial de juros nos modelos restritos, que apresentaram sinais negativo.

#### **4.1.2 Resultados obtidos a partir do Modelo Monetário de Preços Rígidos**

Apenas os diferenciais de taxa de juros e os de inflação entre Brasil e EUA são estatisticamente significantes no Modelo Monetário de Preços Rígidos “original” irrestrito (especificação (1) Tabela 2). Enquanto o sinal negativo obtido para o diferencial de inflação está em linha com o antecipado pela teoria econômica, o coeficiente positivo do diferencial de juros não está, uma vez que, por hipótese, a paridade descoberta da taxa de juros vale nesses modelos. No modelo restrito “original” (especificação (9) Tabela 2) a elasticidade do diferencial de juros é estatisticamente significativa e o sinal negativo veio em linha com a teoria. O diferencial entre a oferta monetária é significativo e positivo, em linha com o previsto pela teoria, enquanto o diferencial de produto é significativo e positivo, contrário ao antecipado. O diferencial de inflação entre países não é estatisticamente significativo. Pelo critério AIC o modelo irrestrito original é superior ao modelo restrito.

Com a inclusão das variáveis específicas, o diferencial de inflação entre os países não se mostra estatisticamente significativo nos demais modelos irrestritos, e é significativo em apenas duas especificações (Tabela 2 - especificações (10) e (12)), porém, o sinal positivo não está em linha com o antecipado pela teoria econômica. Ao mesmo tempo, o diferencial da taxa de juros futuro é significativo nas diversas especificações e, novamente, aparece com sinal positivo nos modelos irrestritos. Esses resultados podem ser interpretados como favoráveis ao

---

<sup>27</sup> A estatística J multiplicada pelo número de observações da regressão é assintoticamente igual a uma  $\chi^2$  com graus de liberdade igual ao número de restrições da sobreidentificação.

modelo de preços flexíveis *vis-à-vis* o modelo de preços rígidos. Nos modelos restritos o diferencial de juros, ajustado pelo prêmio de risco Brasil, é estatisticamente significativo e negativo em todas as especificações, estando o sinal em linha com a teoria.

O diferencial na expansão da oferta monetária é significativo na maior parte dos modelos irrestritos estimados (7 de 8), com o sinal positivo para os coeficientes, alinhados com a teoria. Entretanto, a elasticidade obtida é diferente da unidade, como alguns estudos sugerem. Nos modelos restritos, esse diferencial é positivo e significativo para cinco das seis especificações. Assim como nos modelos monetários de preços flexíveis, novamente o diferencial no crescimento da produção industrial não é estatisticamente significativo nos modelos irrestritos e o é em algumas especificações (3 de 6) dos modelos restritos, porém o sinal obtido, positivo, não está em linha com o antecipado pela teoria. Nos modelos irrestritos, o prêmio de risco país permanece estatisticamente significativo e positivo.

Enquanto a evolução dos termos de troca é, mais uma vez, significativa nas duas especificações estimadas e com sinal alinhado com a expectativa (negativo) nos modelos restritos e irrestritos, a cesta do CRB não é estatisticamente significativa, tantos nos modelos irrestritos, quanto nos modelos restritos. O diferencial de produtividade no setor de bens comercializáveis é significativo e negativo em apenas um dos quatro modelos irrestritos estimados. Nos modelos restritos, esse diferencial é significativo e negativo nas três especificações estimadas.

Baseando-se no critério AIC, a “melhor” especificação foi obtida através do modelo irrestrito que inclui o EMBI+ Brasil (especificação (2) Tabela 2). Os modelos irrestritos apresentam menores AIC que os modelos restritos com as mesmas variáveis específicas. A estatística J valida a sobreidentificação dos instrumentos em todos os modelos.

Assim como no FPMM, as especificações dos modelos baseados no SPMM irrestritas apresentaram melhor desempenho dentro da amostra quando comparadas às especificações restritas similares, segundo o AIC. Destaca-se que o diferencial de inflação não se mostra significativo em muitas das especificações, tanto nos modelos restritos quanto nos irrestritos, e em apenas uma delas o sinal negativo obtido veio em linha com a teoria.

Tabela 2 – Resultados dentro da amostra: Variação da taxa de câmbio – Modelos Monetários de Preços Rígidos

Modelo Monetário de Preços Rígidos e variáveis específicas (Irrestrito)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	0,000	0,004	0,005***	0,005	0,014*	0,004	0,010*	0,004
Inflação	-1,209**	-0,564	-0,180	-0,525	0,551	-0,272	0,531	-0,006
Produto	-0,013	0,052	0,079	0,032	0,084	0,069	0,121	0,054
M1	0,202	0,312*	0,363*	0,296*	0,259**	0,349*	0,430*	0,366*
<i>Swap</i>	1,486*	1,028*	1,077*	1,018*	1,616*	0,846*	1,257*	0,913*
EMBI	..	0,219*	0,153*	0,215*	..	0,250*	0,121**	0,248*
Termos de Troca	..	..	-1,038*	..	..	..	-1,096*	..
Cesta CRB	..	..	..	0,010	..	..	..	0,096
Balassa–Samuelson	..	..	..	..	1,059*	0,255	0,355	0,203
Estatística J (1)	0,129	0,105	0,083	0,104	0,113	0,137	0,082	0,129
AIC	-6.146	-6.591	-6.190	-6.562	-6.034	-6.512	-6.051	-6.477
Modelo Monetário de Preços Rígidos e variáveis específicas (Restrito)	..	(9)	(10)	(11)	11)	(12)	(13)	(14)
Constante	..	-0,004	0,003	-0,004	..	0,004	0,002	-0,003
Inflação	..	1,038	2,444*	0,670	..	2,050*	0,756	0,859
Produto	..	0,463**	0,194	0,495*	..	0,020	0,315*	0,085
M1	..	0,361**	0,657*	0,327**	..	0,272	0,394*	0,278**
<i>Swap</i> – prêmio de risco	..	-0,617*	-0,505*	-0,671*	..	-0,679*	-0,493*	-0,716*
Termos de Troca	..	..	-0,991**	..	..	..	-0,413***	..
Cesta CRB	..	..	..	-0,036	..	..	..	0,093
Balassa-Samuelson	..	..	..	..	..	-0,540**	-0,818**	-0,656**
Estatística J (1)	..	0,120	0,136	0,105	..	0,106	0,126	0,134
AIC	..	-5.740	-5.689	-5.362	..	-5.653	-5.737	-5.639

Notas: \*, \*\* e \*\*\* denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. O valor sombreado indica o modelo com menor AIC.

(1) H0: a sobreidentificação dos instrumentos é satisfeita.

### 4.1.3 Modelo Composto, Modelo de Mercado e *Asset Model*

Mesmo com a inclusão de novas variáveis, os diferenciais de juros entre os países e o prêmio de risco país não deixaram de ser estatisticamente significantes e, novamente, os coeficientes estimados foram positivos nas especificações irrestritas. Nos modelos restritos, o diferencial de juros ajustado pelo prêmio de risco mantém-se significativo e negativo nas duas especificações (Tabela 3). O passivo externo líquido brasileiro, aqui medido pela variação na conta corrente, é significativo e positivo nas especificações restritas e irrestritas, em linha com os Modelos de Ajuste de *Portfolio*, que associam movimentos na conta corrente à mudança relativa da riqueza entre países, com efeitos sobre o prêmio de risco cambial. O diferencial de inflação entre os países é marginalmente significativo apenas no modelo irrestrito e o sinal negativo está em linha com o antecipado pela teoria.

A cesta do CRB não é estatisticamente significativa nos modelos irrestritos e é marginalmente significativa nas especificações restritas, porém, apresenta elasticidade positiva, não vindo em linha com o antecipado pela teoria. A variável que busca captar mudanças na aversão ao risco nos mercados internacionais, VIX, é significativa nos modelos restritos e irrestritos e o sinal positivo também está em linha com as expectativas de que um aumento na aversão ao risco global levaria a uma depreciação da taxa de câmbio de uma economia pequena, como a brasileira.

As intervenções do Tesouro e do Banco Central no mercado de câmbio por meio de títulos indexados ao câmbio e de derivativos cambiais (*swap*) apenas são significante e negativa nos dois modelos irrestritos. O sinal negativo para o passivo cambial doméstico do governo indica que essa forma de intervenção, apesar da não perfeita substituição destes ativos com títulos em dólares, influencia a cotação do dólar no mercado doméstico, servindo, portanto, como *hedge* para as operações de câmbio do setor privado.

Novamente, os modelos irrestritos, assumindo o AIC como critério de seleção, apresentaram melhor desempenho que os modelos restritos, sendo que a especificação que não assume a PPC apresenta o melhor desempenho não só na vertente dos modelos compostos, mas também entre todos os modelos estimados neste trabalho.

Tabela 3 – Resultados dentro da amostra: Variação da taxa de câmbio – Modelos Compostos

	Irrestrito sem PPC	Irrestrito com PPC	Restrito sem PPC	Restrito com PPC
Constante	-0,001	-0,007***	-0,011*	-0,018*
Balassa-Samuelson	-0,746*	0,001	-1,126*	-0,833*
Cesta CRB	0,119	0,170	0,432**	0,369***
Passivo Externo Líquido (Conta Corrente)	1,246**	1,945*	2,461*	2,644*
<i>Swap</i>	1,491*	1,234*	..	..
<i>Swap</i> – prêmio de risco	..	..	-0,337*	-0,314*
Passivo Público Cambial Doméstico	-0,064**	-0,081*	-0,027	-0,052
VIX	0,060***	0,107*	0,128**	0,207*
Inflação	-1,257**	..	0,739	..
EMBI	0,123*	0,166*	..	..
PPC	..	1	..	1
Estatística J (1)	0,103	0,148	0,129	0,130
AIC	-6.711	-6.585	-5.797	-5.855

Notas: \*, \*\* e \*\*\* denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. O valor sombreado indica o modelo com menor AIC.

(1) H0: a sobreidentificação dos instrumentos é satisfeita.

Nos modelos irrestritos e restritos de “Mercado” (Tabela 4), que usa variáveis *real time* de mercado, o VIX e a cesta do CRB são significantes e com os sinais estimados em linha com o antecipado. O *High Yield Spread* não é significativo em nenhum dos modelos estimados, provavelmente refletindo a elevada correlação desta variável com o EMBI+ Brasil (37%) e com o VIX (48%), sugerindo a presença de multicolinearidade nas especificações, o que dificulta a identificação do efeito das variáveis individualmente. O diferencial de juros é significativo e positivo na especificação irrestrita e não é estatisticamente significativo no modelo restrito. O EMBI+ Brasil é significativo e positivo quando utilizado na estimação irrestrita. O modelo irrestrito apresenta o menor AIC.

No *Asset Model*, que assume que a taxa de câmbio hoje reflete o valor presente descontado dos fundamentos futuros da economia esperado no instante t, apenas o diferencial do produto não é estatisticamente significativo (Tabela 5) e os sinais estimados para as demais variáveis vieram em linha com o antecipado pela teoria econômica.

Tabela 4 – Resultados dentro da amostra: Variação da taxa de câmbio – Modelos de Mercado

Modelo de Mercado	Irrestrito	Restrito
Constante	0,013*	0,011
<i>Swap</i>	0,899*	..
<i>Swap</i> – prêmio de risco	..	-0,164
VIX	0,191*	0,568**
CRB	-0,357***	-1,223*
<i>High Yield Spread</i>	-0,016	-0,159
EMBI	0,147**	-0,164
Estatística J (1)	0,082	0,0779
AIC	-6,090	-4,636

Notas: \*, \*\* e \*\*\* denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. O valor sombreado indica o modelo com menor AIC.

(1) H0: a sobreidentificação dos instrumentos é satisfeita.

Tabela 5 – Resultados dentro da amostra: Variação da taxa de câmbio – *Asset Model*

<i>Asset Model</i>	
Constante	-0.001
M1	0.444*
Produto	0.071
EMBI	0.228*
Termos de Troca	-0.677***
Estatística J (1)	0,104
AIC	-6,103

Notas: \*, \*\* e \*\*\* denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

(1) H0: a sobreidentificação dos instrumentos é satisfeita.

A estatística J valida a sobreidentificação dos instrumentos em todos os modelos estudados, quais sejam, Composto, de Mercado e no *Asset Model*.

## 4.2 Erro Quadrático Médio das projeções fora da amostra

As tabelas de 6 a 10 apresentam a razão entre o Erro Quadrático Médio (EQM) dos modelos estruturais restritos e irrestritos e o EQM das estimativas geradas por um passeio aleatório sem constante para os diversos períodos fora da amostra (1, 3, 6 e 12 meses à frente). Assim, números inferiores à unidade indicam que os modelos econômicos tiveram desempenho melhor que um passeio aleatório sem constante para as previsões fora da amostra da taxa de câmbio n-períodos à frente; números maiores que um indicam que os modelos econômicos tiveram performance inferiores a um simples passeio aleatório. Abaixo da razão entre os EQMs apresenta-se o p-valor do teste 1 descrito no item 3.2, ou seja, sob hipótese nula testa-se a igualdade entre as funções de perda e, sob a hipótese alternativa, testa-se que função perda dos modelos estruturais é inferior à gerada por um passeio aleatório sem constante<sup>28</sup>.

De modo geral, as previsões geradas pelos modelos estruturais não são estatisticamente diferentes das previsões produzidas por um simples passeio aleatório sem constante para o curto prazo (1 e 3 meses à frente). Para as previsões de períodos mais longos (6 e 12 meses à frente), os modelos estruturais irrestritos superam as previsões obtidas por um passeio aleatório em algumas especificações. As previsões geradas pelas diversas especificações restritas não tiveram desempenho superior a um passeio aleatório sem constante.

Para as previsões 6 meses à frente, 4 das 8 previsões geradas (50%) pelos modelos monetários de preços flexíveis irrestritos (Tabela 6) superaram as produzidas por um passeio aleatório. Essa relação recua para 37,5% (3 de 8) para as previsões 12 meses à frente.

---

<sup>28</sup> Por conveniência, optou-se por apresentar neste momento apenas o p-valor do teste 1. Os resultados completos dos testes estão presentes no Apêndice 3, nas tabelas A.3.4 a A.3.8.

Tabela 6 – Projeções fora da amostra – Modelos Monetários de Preços Flexíveis

Especificações / Períodos à frente (1)	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses
Modelo Irrestrito - Especificação original	1,089	0,987	0,944	1,127
	0,646	0,485	0,434	0,700
+ EMBI	1,115	0,863	0,733	0,705
	0,679	0,374	0,168	<b>0,053</b>
+ Termos de Troca	1,032	0,654	0,678	0,648
	0,540	0,170	<b>0,099</b>	<b>0,021</b>
+ CRB	0,972	0,741	0,838	1,086
	0,476	0,309	0,369	0,591
+ Balassa	1,273	0,963	1,025	1,216
	0,903	0,458	0,530	0,846
+ Balassa + EMBI	0,895	0,719	0,647	<b>0,601</b>
	0,408	0,284	0,144	<b>0,008</b>
+ Balassa + EMBI + TT	<b>0,756</b>	0,724	0,805	0,667
	<b>0,254</b>	0,285	0,292	<b>0,023</b>
+ Balassa + EMBI + CRB	0,889	<b>0,506</b>	<b>0,567</b>	0,722
	0,403	0,125	<b>0,068</b>	0,142
Modelo Restrito - Especificação original	1,981	1,771	1,486	2,037
	0,952	0,882	0,882	0,997
+ Termos de Troca	1,497	1,185	1,091	1,289
	0,880	0,642	0,607	0,947
+ CRB	1,974	1,647	1,200	1,987
	0,980	0,849	0,729	0,998
+ Balassa	1,507	1,046	0,883	1,260
	0,857	0,545	0,361	0,775
+ Balassa + TT	1,721	0,989	0,975	1,111
	0,905	0,490	0,471	0,654
+ Balassa + CRB	1,664	1,071	0,742	1,079
	0,887	0,566	0,195	0,588

Notas: A tabela apresenta a razão entre o EQM das previsões dos modelos estruturais e o EQM das previsões obtidas por um passeio aleatório sem constante para os períodos especificados fora da amostra. Valores inferiores à unidade indicam que os modelos estruturais superaram um passeio aleatório sem constante para projeções fora da amostra, quando se usa o EQM como critério de comparação. Os números abaixo da razão entre os EQMs são os p-valores da hipótese nula de que o EQM do modelo estrutural e o EQM de um passeio aleatório sem constante são iguais (DIEBOLD; MARIANO, 1995, p. 4).

EMBI = EMBI+ Brasil; TT = termos de troca; Balassa = diferencial de produtividade no setor de bens-comercializáveis; CRB = cesta do CRB. Os números em negrito indicam as especificações com menor EQM a cada período. Os valores sombreados indicam os resultados em que o EQM do modelo estrutural é inferior ao EQM de um passeio aleatório sem constante.

(1) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante;

H1: EQM do modelo estrutural < EQM de um passeio aleatório sem constante.

Tabela 7 – Projeções fora da amostra – Modelos Monetários de Preços Rígidos

Especificações / Períodos à frente (1)	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses
Modelo Irrestrito - Especificação original	2,220 0,941	1,160 0,734	0,925 0,398	0,964 0,443
+ EMBI	0,937 0,393	0,764 0,244	0,642 <b>0,096</b>	0,675 <b>0,019</b>
+ Termos de Troca	0,968 0,452	<b>0,612</b> <b>0,120</b>	0,670 0,124	0,721 <b>0,041</b>
+ CRB	0,870 0,366	0,718 0,261	0,630 <b>0,081</b>	0,978 0,453
+ Balassa	1,050 0,588	0,850 0,326	0,909 0,384	1,191 0,697
+ Balassa + EMBI	1,137 0,672	0,762 0,269	0,566 <b>0,049</b>	<b>0,580</b> <b>0,050</b>
+ Balassa + EMBI + TT	<b>0,782</b> <b>0,261</b>	0,616 0,197	<b>0,486</b> <b>0,045</b>	0,612 <b>0,076</b>
+ Balassa + EMBI + CRB	1,045 0,540	0,843 0,379	0,563 <b>0,076</b>	0,804 0,276
Modelo Restrito - Especificação original	2.744 0,999	2.423 0,996	2.793 0,984	2.727 0,953
+ Termos de Troca	3.191 0,998	2.237 0,993	2.000 0,975	1.995 0,982
+ CRB	3.610 0,988	2.481 0,999	2.233 0,995	2.308 1,000
+ Balassa	1.558 0,958	0.985 0,482	0.933 0,423	1.068 0,581
+ Balassa + TT	2.532 0,974	2.312 0,895	3.225 0,955	2.934 0,905
+ Balassa + CRB	1.465 0,859	1.304 0,702	1.483 0,770	1.045 0,542

Notas: A tabela apresenta a razão entre o EQM das previsões dos modelos estruturais e o EQM das previsões obtidas por um passeio aleatório sem constante para os períodos especificados fora da amostra. Valores inferiores à unidade indicam que os modelos estruturais superaram um passeio aleatório sem constante para projeções fora da amostra, quando se usa o EQM como critério de comparação. Os números abaixo da razão entre os EQMs são os p-valores da hipótese nula de que o EQM do modelo estrutural e o EQM de um passeio aleatório sem constante são iguais (DIEBOLD; MARIANO, 1995, p. 4).

EMBI = EMBI+Brasil; TT = termos de troca; Balassa = diferencial de produtividade no setor de bens comercializáveis; CRB = cesta do CRB. Os números em negrito indicam as especificações com menor EQM a cada período. Os valores sombreados indicam os resultados em que o EQM do modelo estrutural é inferior ao EQM de um passeio aleatório sem constante.

(1) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante;

H1: EQM do modelo estrutural < EQM de um passeio aleatório sem constante.

As previsões geradas pelos modelos monetários de preços rígidos irrestritos (Tabela 7), para o período de 6 meses à frente, superaram as de um passeio aleatório em 6 das 8 especificações (75%). Para o período de 12 meses à frente, 3 das 8 especificações (37,5%) superaram um passeio aleatório.

Um destaque das projeções para fora da amostra é o fraco desempenho das previsões denominadas compostas (Tabela 8) para todos os períodos à frente. As especificações, com ou sem a imposição da PPC, para os modelos restritos e irrestritos, tiveram desempenho inferior a um passeio aleatório sem constante.

O modelo de “Mercado” irrestrito (Tabela 9), que usa variáveis *real time*, superou o passeio aleatório apenas na previsão para 12 meses à frente. Para previsões um mês à frente, seu desempenho ficou igual a um passeio aleatório. Assumindo que essas variáveis influenciam os investidores nas suas decisões do dia-a-dia, esperava-se um melhor desempenho nas estimações deste modelo para previsões de curto prazo.

O *Asset Model* (Tabela 10), no qual se assume que a taxa de câmbio hoje seria o valor presente descontado dos fundamentos futuros da economia esperado no período  $t$ , gerou previsões superiores a um passeio aleatório sem constante para os períodos de 3, 6 e 12 meses à frente.

Os modelos restritos apresentaram desempenho não superior aos produzidos por um passeio aleatório sem constante e também, em relação aos modelos irrestritos. A imposição de que a elasticidade do prêmio de risco Brasil deva ser igual à elasticidade do diferencial de juros prejudicou o desempenho das previsões desses modelos. No caso do FPMM, ao impor que o prêmio de risco Brasil seja incorporado ao diferencial de juros ( $\beta(i_t - i_t^* - \text{risco})$ ), e ao assumir que  $\beta$  é positivo, impõe também que o prêmio de risco tenha um coeficiente negativo, ou seja, que uma deterioração do risco país levaria a uma apreciação da taxa de câmbio, algo contrário ao antecipado pela teoria de *portfolio*.

Os gráficos de 1 a 4 apresentam a evolução das projeções para fora da amostra obtidas com os modelos estruturais, com um passeio aleatório sem constante e a taxa de câmbio observada. Foram utilizadas as especificações que apresentaram o menor EQM de cada um dos modelos para cada período (números em negrito nas tabelas de 6 a 10).

Tabela 8 – Projeções fora da amostra – Modelos Compostos

Especificações / Períodos à frente (1)	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses
Irrestrito sem PPC	1,315	1,523	2,429	6,129
	0,700	0,778	0,962	0,993
Irrestrito com PPC	1,639	1,569	2,032	4,390
	0,861	0,826	0,943	0,995
Restrito sem PPC	1,700	1,639	1,877	2,758
	0,995	0,977	0,938	0,987
Restrito com PPC	<b>1,204</b>	<b>0,829</b>	<b>1,018</b>	<b>2,063</b>
	0,914	0,301	0,523	0,994

Notas: A tabela apresenta a razão entre o EQM das previsões dos modelos estruturais e o EQM das previsões obtidas por um passeio aleatório sem constante para os períodos especificados fora da amostra. Valores inferiores à unidade indicam que os modelos estruturais superaram um passeio aleatório sem constante para projeções fora da amostra, quando se usa o EQM como critério de comparação. Os números abaixo da razão entre os EQMs são os p-valores da hipótese nula de que o EQM do modelo estrutural e o EQM de um passeio aleatório sem constante são iguais (DIEBOLD; MARIANO, 1995, p. 4).

Os números em negrito indicam as especificações com menor EQM a cada período. Os números abaixo da razão entre os EQMs são os p-valores da hipótese nula de que o EQM do modelo estrutural e o EQM de um passeio aleatório sem constante são iguais (DIEBOLD; MARIANO, 1995, p. 4).

(1) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante;

H1: EQM do modelo estrutural < EQM de um passeio aleatório sem constante.

Tabela 9 – Projeções fora da amostra – Modelo *real time* de Mercado

Especificações / Períodos à frente (1)	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses
Modelo de Mercado Irrestrito	<b>1,019</b>	<b>0,855</b>	<b>0,679</b>	<b>0,784</b>
	0,526	0,336	0,124	<b>0,062</b>
Modelo de Mercado Restrito	1,760	1,106	0,959	1,576
	0,978	0,610	0,463	0,793

Notas: A tabela apresenta a razão entre o EQM das previsões dos modelos estruturais e o EQM das previsões obtidas por um passeio aleatório sem constante para os períodos especificados fora da amostra. Valores inferiores à unidade indicam que os modelos estruturais superaram um passeio aleatório sem constante para projeções fora da amostra, quando se usa o EQM como critério de comparação. Os números abaixo da razão entre os EQMs são os p-valores da hipótese nula de que o EQM do modelo estrutural e o EQM de um passeio aleatório sem constante são iguais (DIEBOLD; MARIANO, 1995, p. 4).

Os números em negrito indicam as especificações com menor EQM a cada período. Os números em negrito indicam as especificações com menor EQM a cada período. Os valores sombreados indicam os resultados em que o EQM do modelo estrutural é inferior ao EQM de um passeio aleatório sem constante.

(1) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante;

H1: EQM do modelo estrutural < EQM de um passeio aleatório sem constante.

Tabela 10 – Projeções fora da amostra – *Asset Model*

Especificações / Períodos à frente	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses
Modelo de Mercado Restrito	0.807	0.529	0.525	0.531
	<b>0,298</b>	<b>0,083</b>	<b>0,037</b>	<b>0,001</b>

Notas: A tabela apresenta a razão entre o EQM das previsões dos modelos estruturais e o EQM das previsões obtidas por um passeio aleatório sem constante para os períodos especificados fora da amostra. Valores inferiores à unidade indicam que os modelos estruturais superaram um passeio aleatório sem constante para projeções fora da amostra, quando se usa o EQM como critério de comparação. Os números abaixo da razão entre os EQMs são os p-valores da hipótese nula de que o EQM do modelo estrutural e o EQM de um passeio aleatório sem constante são iguais (DIEBOLD; MARIANO, 1995, p. 4).

Os números em negrito indicam as especificações com menor EQM a cada período. Os valores sombreados indicam os resultados em que o EQM do modelo estrutural é inferior ao EQM de um passeio aleatório sem constante.

(1)  $H_0$ : EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante;

$H_1$ : EQM do modelo estrutural < EQM de um passeio aleatório sem constante.

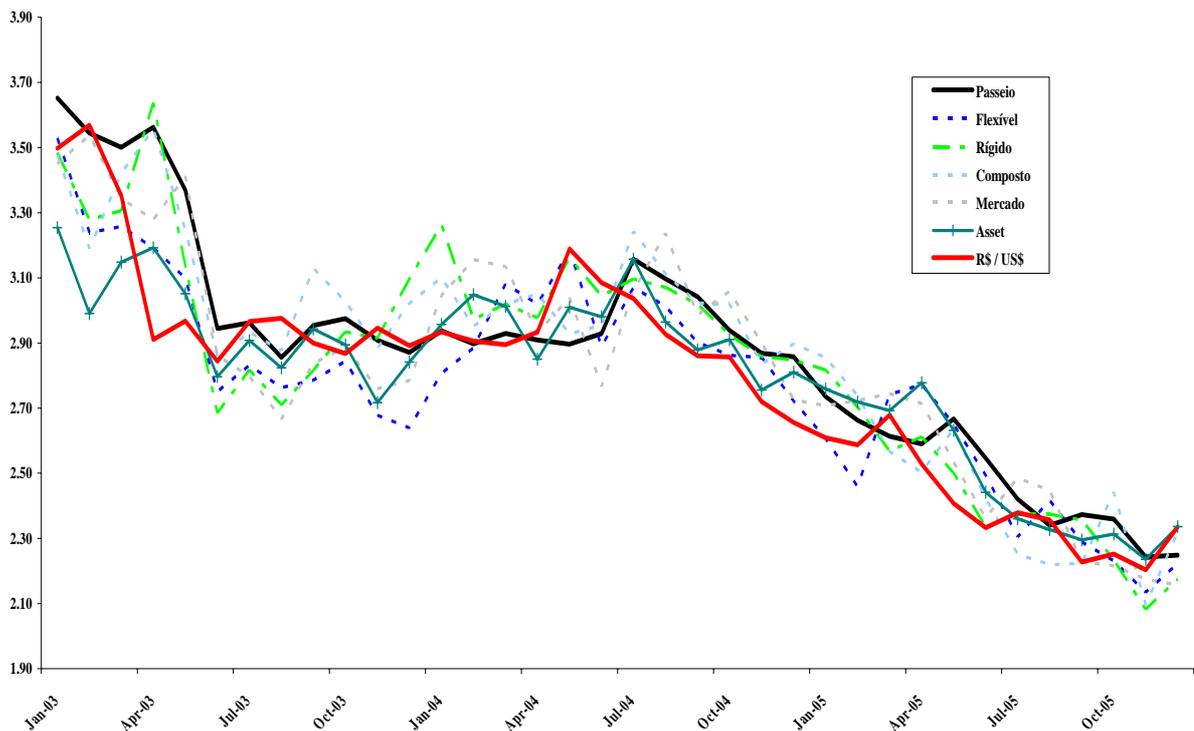


Gráfico 1 – Taxa de câmbio observada e projeções para 1 mês à frente fora da amostra dos modelos estruturais e projeções de um passeio aleatório sem constante – valores em R\$/US\$

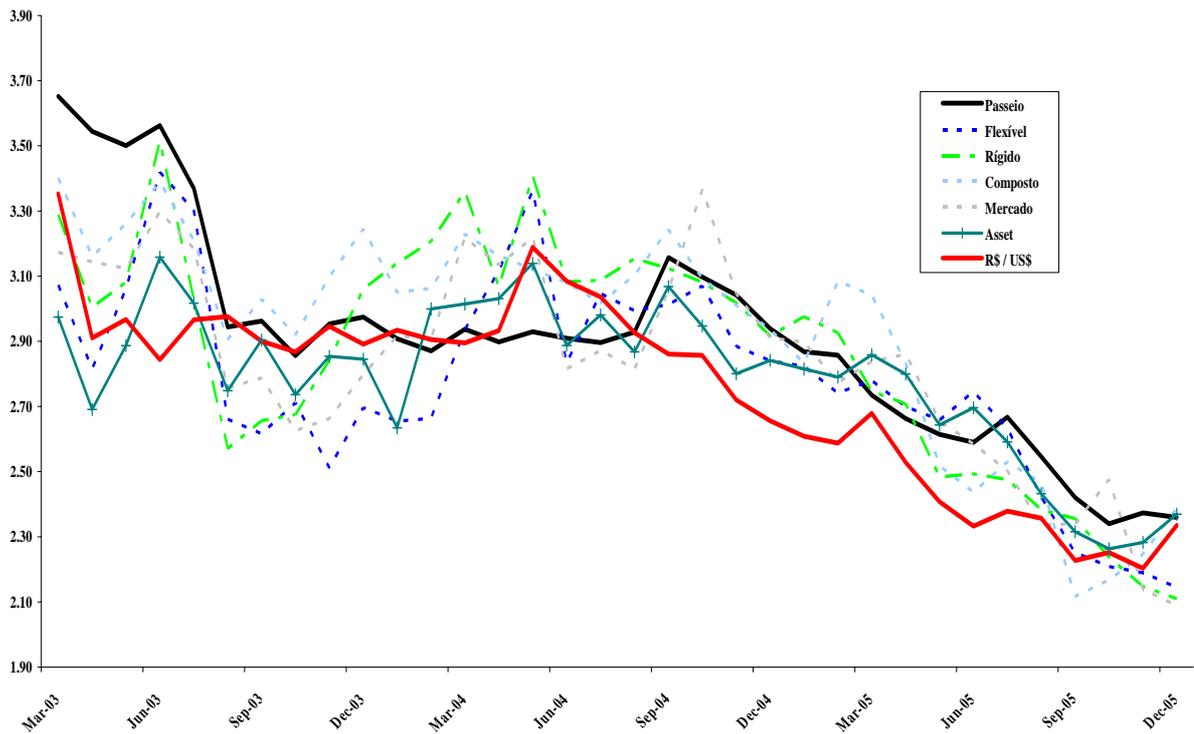


Gráfico 2 – Taxa de câmbio observada e projeções para 3 meses à frente fora da amostra dos modelos estruturais e projeções de um passeio aleatório sem constante – valores em R\$/US\$

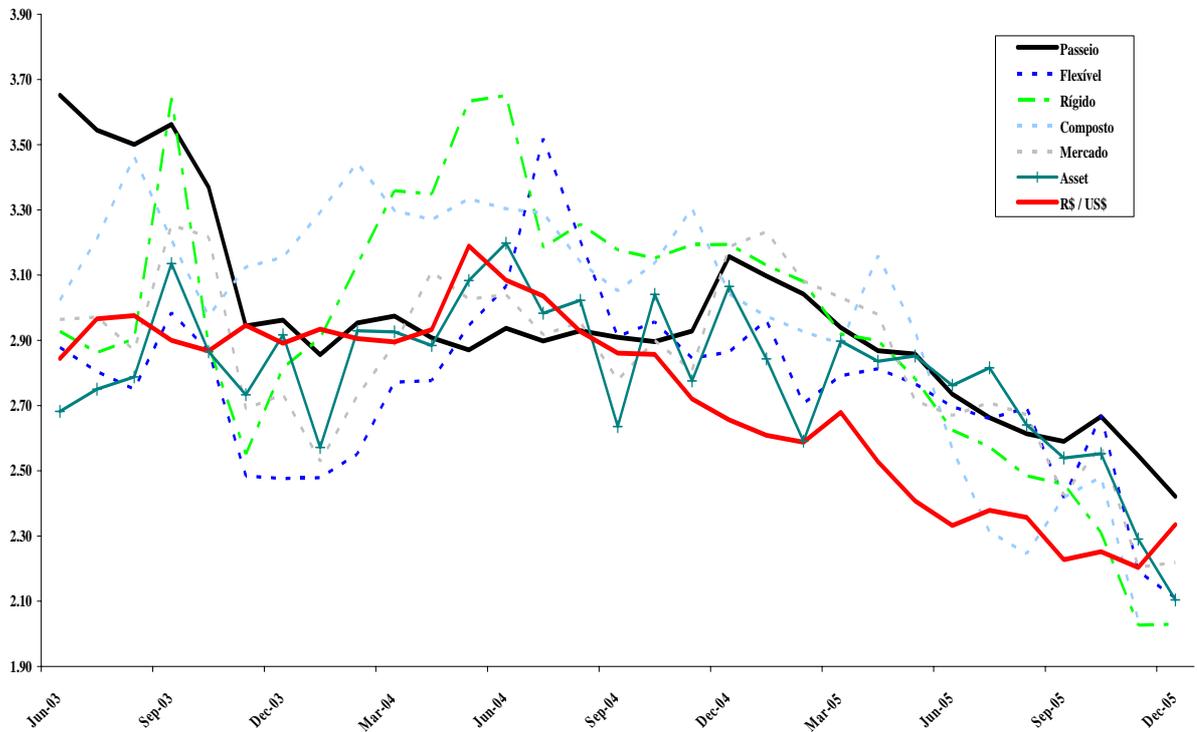


Gráfico 3 – Taxa de câmbio observada e projeções para 6 meses à frente fora da amostra dos modelos estruturais e projeções de um passeio aleatório sem constante – valores em R\$/US\$

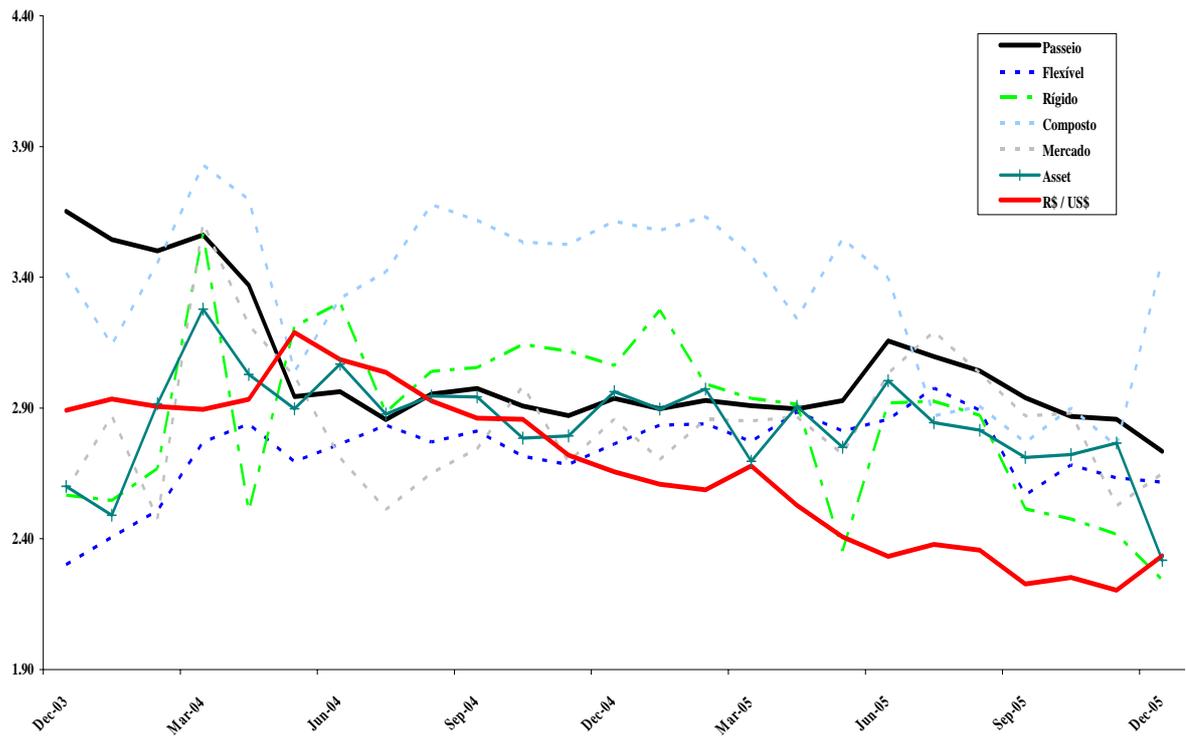


Gráfico 4 – Taxa de câmbio observada e projeções para 12 meses à frente fora da amostra dos modelos estruturais e projeções de um passeio aleatório sem constante – valores em R\$/US\$

## Conclusão

---

Os resultados deste estudo mostram que as variáveis econômicas podem explicar o comportamento da taxa de câmbio brasileira em seu curto espaço sob o regime de câmbio flutuante. As especificações aqui estimadas geraram resultados consistentes com aqueles previstos pelos modelos econômicos teóricos, sobretudo quando se utilizou variáveis específicas a uma economia emergente e exportadora de *commodities* como a brasileira. A adição de variáveis, como o prêmio de risco soberano, os termos de troca e o passivo externo (neste trabalho medido pelo saldo mensal em Conta Corrente), aumentou o poder explicativo dos modelos. Quando se considera toda a amostra (março de 1999 a dezembro de 2005), o modelo Composto sem a imposição da PPC, que inclui a vertente de Ajuste de *Portfolio*, apresenta a melhor performance, segundo o AIC.

Em linha com os argumentos de Meese e Rogoff (1983a), no sentido de que as previsões para fora do período da amostra seriam um dos critérios importantes para a avaliação dos modelos empíricos de câmbio, os resultados obtidos neste trabalho indicam que os modelos estruturais não tiveram desempenho superior a um passeio aleatório para as previsões de curto prazo (1 e 3 meses à frente) fora da amostra, quando utilizado o Erro Quadrático Médio e o teste proposto por Diebold e Mariano como critério de avaliação das previsões.

As previsões para períodos mais longos (6 e 12 meses à frente), geradas pelos modelos estruturais na sua forma irrestrita, superaram os resultados gerados pelo passeio aleatório em pelo menos 30% das especificações. Dentre as especificações, o *Asset Model* apresentou um desempenho superior ao passeio aleatório para previsões 3, 6 e 12 meses à frente, algo não obtido por nenhuma outra especificação.

Dessa forma, verifica-se que a taxa de câmbio no Brasil responde a fatores econômicos e não segue um passeio aleatório, corroborando as análises de Muinhos, Alves e Riella (2003). Igualmente, podem-se associar movimentos do Real face ao Dólar americano às mudanças relativas dos fundamentos da economia brasileira em relação aos verificados na economia norte-americana. Ou melhor, em linha com as análises de Obstfeld e Rogoff (1996), a taxa de câmbio, assim como o preço de qualquer ativo, reflete a expectativa do

comportamento de outras variáveis. Neste caso em particular, a expectativa quanto aos fundamentos futuros da economia brasileira, como indicado pelos resultados obtidos com o *Asset Model*.

O *Asset Model* e os modelos restritos, estimados para toda a amostra, indicam que a Paridade Descoberta da Taxa de Juros, quando ajustada pelo prêmio de risco país, ajuda a explicar o movimento da taxa de câmbio no período de câmbio flutuante (1999 a 2005). Entretanto, a apreciação do Real ante o Dólar nos últimos anos não pode estar associada somente ao diferencial de juros existente. Esse diferencial vem-se reduzindo desde 2003, ao mesmo tempo em que o Real começa a apreciar-se de forma consistente. A melhora dos termos de troca e a mudança na percepção de risco de crédito soberano, associada à redução do passivo externo, nesse período, são importantes elementos para explicar esse comportamento da taxa de câmbio. Ainda, a menor percepção de risco global, aqui medida pelo índice VIX, também se mostra significativa para explicar o movimento da taxa de câmbio brasileira no período em questão.

Os resultados obtidos podem ser utilizados para entender a valorização da taxa de câmbio R\$/US\$ de 2003 a 2005. Os choques externos positivos, entre 2002 e 2003, aumentaram a demanda por bens importantes na pauta de exportação brasileira, revertendo os *déficits* em conta corrente, que prevaleceram na segunda metade da década de 90, para *superávits* crescentes nos últimos anos. Esse movimento levou à redução do endividamento externo público e privado e, conseqüentemente, ao risco percebido pelos investidores quanto à solvência do país em moeda estrangeira. Ao mesmo tempo, durante o período analisado, o Tesouro Nacional e o Banco Central do Brasil, por meio de intervenções nos mercados à vista e de derivativos, utilizaram as fortes entradas de recursos em moeda estrangeira para aumentar as reservas internacionais, pré-pagar compromissos externos e reduzir o passivo doméstico do setor público atrelado à variação cambial. Essas atuações somadas reduzem ainda mais a percepção de risco e, ao mesmo tempo, melhoram expectativas quanto aos fundamentos futuros da economia brasileira.

Estudos envolvendo economias desenvolvidas não apresentam resultados conclusivos sobre a capacidade de os modelos econômicos teóricos explicarem e preverem movimentos futuros da taxa de câmbio. Entretanto, neste estudo, os resultados obtidos para o Brasil, uma economia emergente, indicam que as especificações teóricas obtiveram resultados positivos para explicar o comportamento da taxa de câmbio. Assim, os agentes parecem

associar mudanças cambiais a mudanças nos fundamentos econômicos e/ou a alterações nas expectativas quanto aos fundamentos futuros da economia brasileira.

Os principais estudos sobre a taxa de câmbio brasileira focavam na validade da PPC. Este trabalho, ao contrário, buscou verificar se as variáveis econômicas explicam e conseguem prever a taxa nominal de câmbio. Concluiu-se que o uso de variáveis que melhor expressem as expectativas dos agentes quanto ao futuro dos fundamentos econômicos brasileiro explicam o comportamento do câmbio e ajudam na previsão do mesmo. O uso de instrumentos econométricos mais robustos, como o GMM e variáveis instrumentais, também auxiliam nessa busca. Finalmente, os resultados obtidos pelo *Asset Model*, que reflete as expectativas dos agentes quanto à evolução da economia, corroboram a análise de Obstfeld e Rogoff de que o câmbio tem de ser visto como o preço de um ativo qualquer e, portanto, carregam a expectativa da evolução dos fundamentos futuros a ele associados, no caso, os fundamentos da economia brasileira.

## Referências bibliográficas

---

BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. **Journal of Political Economy**, v.72, p. 584-596, 1964.

BERKOWITZ, J.; GIORGIANNI, L. Long-horizon exchange rate predictability? **Review of Economics and Statistics**, v. 83, p. 81-91, 2001.

BILSON, J.F.O. The monetary approach to the exchange rate: some empirical evidence, **International Monetary Fund Staff Papers**, v. 25, p. 48-75, 1978.

BLANCHARD, O.; KAHN, C.M. The solution of linear difference models under rational expectations, **Econometrica**, v. 48, p. 1305-11, 1980.

BUITER, W.H.; MILLER, M. Monetary policy and international competitiveness: the problems of adjustment. **Oxford Economic Papers**, v. 33, Supplement, p. 143-175, 1981.

CHEN, Y. Exchange rates and fundamentals: evidence from commodity economies. **Job Paper**, University of Washington, Nov. 2004. Disponível em: <<http://faculty.washington.edu/yuchin/Papers/ner.pdf>>. Acesso em: 10 de mar. 2006.

CHEUNG, Y; CHINN, M.D.; PASCUAL, A.G. Empirical exchange rate models of the nineties: are any fit to survive?. Santa Cruz Department of Economics, **Working Paper Series**, 1333, 2003. Disponível em: <<http://repositories.cdlib.org/cgi/viewcontent.cgi?article=1033&context=ucscecon>>. Acesso em: 15 dez. 2005.

CLARIDA, R.; TAYLOR, M. The term structure of forward exchange premiums and the forecastability of spot exchange rates: correcting the errors. **Review of Economics and Statistics**, v. 79, p. 353-361, 1997.

DIEBOLD, F. X.; MARIANO, M. Comparing Predictive Accuracy. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 13, p. 253-65, 1995.

DORNBUSCH, R. Expectation and exchange rate dynamics. **Journal of Political Economy**, v. 84, p. 1161-76, 1976.

\_\_\_\_\_. Exchange rate economics: where do we stand? **Brooking Papers on Economic Activity**, 1, p. 143-85, 1980.

\_\_\_\_\_. Monetary policy under exchange rate flexibility. In: BIGMAN, D.; TAYA, T. (eds.). **Floating exchange rates and the state of World trade payments**. Cambridge, Massachusetts: Harper & Row, Ballinger, 1984, p. 3-31.

ENGEL, D.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation estimation and testing. **Econometrica**, v.55, p. 251-276, 1987.

FRANKEL, J. A.; ENGEL, C.M. Do asset demand functions optimize over the mean and variance of real returns? A six-currency test. **NBER Working Paper**, n. 1051, 1982. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w1051.pdf>>. Acesso em: 20 mai. 2006.

FRENKEL, J. A. A Monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 78, p. 200-224, 1976.

GOURINCHAS, P. O.; REY, H. From world banker to world venture capitalist: US external adjustment and the exorbitant privilege. **NBER Working Paper**, n. 11563, 2005. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w11563>>. Acesso em: 20 jun. 2006.

GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. **Journal of Econometrics**, v.2, p. 111-120, July 1974.

GUO, H.; SAVICKAS, R. Idiosyncratic volatility, economic fundamentals, and foreign exchange rates. **Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series**, n. 2005-025B, maio de 2006. Disponível em: <<http://research.stlouisfed.org/wp/2005/2005-025.pdf>>. Acesso em: 01 jun. 2006.

HANSEN, L. P. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. **Econometrica**, v. 50, p. 1029-54, 1982.

HARBERGER, A. C. Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade, **Journal of International money and Finance**, v. 7, p. 23-35, 1950.

HONG, Y.; LEE, T. Inference on predictability of foreign exchange rates via generalized spectrum an nonlinear time series models. **Review of Economic and Statistics**, v. 85, p. 1048-62, 2003.

HOOPER, P.; MORTON, J. Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination. **Journal of International Money and Finance**, v. 1, p. 39-56, 1982.

KILIAN, L. Exchange rates and monetary fundamentals: evidence on long-horizon predictability. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, p. 491-510, 1999.

LERNER, A.P. The Symmetry Between Export and Import Taxes, **Economica**, v. 3, p. 306-13, 1936.

LEWIS, K.K. Are foreign exchange intervention and monetary policy related and does it really matter?. **Journal of Business**, v. 68, p. 109-127, 1995.

MACKNINNON, J. G. Numerical Distribution Function for Unit Root Tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, p. 601-618, 1996.

MARK, N. C. Exchange rates and fundamentals: evidence on long-horizon predicatability. **American Economic Review**, v. 85, p. 201-218, 1995.

\_\_\_\_\_. **International macroeconomics and finance: theory and econometric methods**. Malden, Massachusetts: Blackwell Publishers Inc., 2001, 67-70 p.

MARSHALL, A. **Money, Credit and Commerce**. London: Macmillan, 1923.

MARTIN, J. P.; MASSON, P. R. Exchange rate and portfolio balance. **NBER Working Paper**, n. 377, 1979. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w0377.pdf>>. Acesso em: 15 mai. 2006.

MEESE, R. Currency fluctuations in the Post-Bretton Woods era. **The Journal of Economic Perspective**, v. 4, n. 1, p. 117-134, 1990.

MEESE, R.; ROGOFF, K. The out-of-sample failure of empirical exchange rate models: sampling error or misspecification?. In: FRENKEL, J., (ed.), **Exchange Rates and International Macroeconomics**. Chicago: University of Chicago Press, 1983b, p. 67-105.

\_\_\_\_\_. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of the sample?. **Journal of Finance**, v. 43, p. 933-948, 1983.

\_\_\_\_\_. Was it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period. **Journal of Finance**, v. 43, p. 933-948, 1988.

MEGALE, C. **Fatores externos e o risco-país**. Rio de Janeiro, 2003. 96 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – PUC-Rio.

MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L.; RIELLA, G. Modelo macroeconômico com setor externo: endogeneização do prêmio de risco e do câmbio. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, iss. 1, p. 61-89, abr. 2003.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. **Foundations of international macroeconomics**. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1996, cap. 8, 9, p. 529, 625.

RIVERA-BATIZ, F. L.; RIVERA-BATIZ, L. A. **International finance and open economy macroeconomics**. 2 ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, NJ, 1994, cap. 19, p. 19, 564-569.

ROSSI, J. **O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio**: Testes para o Brasil. Brasília: IPEA, 1995. p. 28, (Texto para Discussão, n. 393).

SAMUELSON, P.A. Theoretical Notes on Trade Problems. **Review of Economics and Statistics**, v. 46 (May), p. 145-146, 1964.

SARNO, L.; TAYLOR, M.P. **The economics of exchange rates**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002, cap. 4, p. 104-107, 115-118.

VALLS, P. **Econometria**, São Paulo: IBMEC, 2005. Notas de Aula.

## Apêndice 1 Dados

---

Os dados abrangem o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2005.

Utilizam-se as seguintes séries para índices de preços brasileiros: o IPCA, calculado pelo IBGE, foi usado como medida de inflação ao consumidor; o IPA-DI, estimado pela FGV, como indicador de inflação de comercializáveis e a série de inflação de IPCA de não-comercializáveis (IPCant), calculada pela MCM Consultores e Associados, como proxy da inflação de não-comercializáveis para o Brasil. Para os Estados Unidos, usou-se o *Consumer Price Index* (CPI), como índice de preços ao consumidor, o *Service CPI Less Energy Services* (CPIInt), como medida de inflação de não-comercializáveis e o *Producer Price Index* (PPI), como medida de inflação de bens comercializáveis. As séries norte-americanas são calculadas pelo Bureau of Labor Statistics. Em todos os casos foram utilizados os dados originais, sem ajuste sazonal.

A taxa de inflação para ambos os países foi calculada pela diferença do logaritmo de 12 meses do índice de preços ao consumidor (IPCA e CPI).

Como *proxi* do produto, dada a ausência de séries mensais do PIB em ambos os países, utilizaram-se as séries originais da produção industrial para o Brasil e para os Estados Unidos, calculadas pelo IBGE e pelo Bureau of Labor Statistics, respectivamente.

A taxa de câmbio (R\$/US\$) usada refere-se ao último preço de mercado no fechamento do mês<sup>29</sup>, obtido na Bloomberg.

Empregaram-se a Taxa SELIC e a Taxa FED Fund como taxa de juros de curto prazo para Brasil e Estados Unidos, respectivamente. Entretanto, dada a diferença da base de cálculo entre as taxas no Brasil e nos EUA, foi feita a seguinte transformação na série da taxa SELIC, de forma a torná-la linear e comparável ao FED Fund:

$$SELIC_n = \left[ (1 + SELIC / 100)^{(1/252)} - 1 \right] \times 252$$

---

<sup>29</sup> Código na Bloomberg: BRL Cruncy last price.

Como taxa de longo prazo, usou-se o de *swap* Pré-DI de 1 ano e o *US Swap semi 30/360 1Y*, ambas as séries obtidas na Bloomberg<sup>30</sup>. O mesmo procedimento utilizado para a SELIC foi replicado no *swap* Pré-DI, de forma a torná-lo linear.

Os dados da Dívida Pública Bruta sobre o PIB para o Brasil são fornecidos pelo Banco Central do Brasil (BCB); para os Estados Unidos, obtiveram-se os dados na Bloomberg<sup>31</sup>.

O prêmio de risco utilizado foi o EMBI Brasil+ (*Emerging Market Index Bond Index – Brazil*) calculado pelo JP Morgan, que mede o *spread* de risco da dívida externa soberana brasileira sobre um título genérico livre de risco, no caso, do Tesouro dos Estados Unidos. Nas especificações restritas, utilizou-se a curva Brasil de um ano em dólar no mercado internacional, que seria uma aproximação do prêmio de risco país de um ano somado à curva de juros americana de um ano ( $i_{US\$}^{Br} = i^* + premio$ )<sup>32</sup>. Onde  $i_{US\$}^{Br}$  é a taxa genérica de um ano brasileira no mercado internacional,  $i^*$  é o *swap* de um ano dos Estados Unidos e prêmio seria o prêmio de risco soberano brasileiro de um ano.

Empregou-se o *CS High Yield Index II Spread to Worst* (HG), calculado pelo Banco Credit Suisse<sup>33</sup>. O HG inclui títulos corporativos considerados abaixo do grau de investimento (*non-investment grade*) e reflete a percepção de risco de crédito de mercado.

O VIX mede a volatilidade implícita dos preços de uma cesta de opções do índice S&P 100 e mostra a expectativa de mercado para a volatilidade de 30 dias. É divulgado pela Chicago Board Options Exchange (CBOE) e amplamente usado como medida de risco de mercado<sup>34</sup>.

O passivo externo não é divulgado mensalmente pelo Banco Central do Brasil, assim, constrói-se uma série com base no passivo externo líquido em junho de 2005 atualizando pelo saldo em conta corrente mensal, dado também divulgado pelo BCB. Os dados da dívida cambial doméstica, que também inclui a posição em *Swap* USD-SELIC do Banco Central, são divulgados pelo Banco Central do Brasil e pelo Tesouro Nacional. Cabe

<sup>30</sup> Código na Bloomberg: USSWAP1 Curney; BCSWFPD Curney

<sup>31</sup> Código na Bloomberg: .DBT%GDP Index

<sup>32</sup> Código na Bloomberg: C8021Y Index

<sup>33</sup> Código na Bloomberg: DLJHSTW Index

<sup>34</sup> O índice VIX pode ser obtido na Bloomberg através do código VIX Index. Maiores detalhes sobre o VIX podem ser obtidos no site <http://www.stricknet.com/vix.htm>

ressaltar que apesar de serem medidos em dólares, os títulos cambiais são emitidos e liquidados na moeda nacional vigente, no caso, o Real. O *Swap* USD-SELIC é liquidado pelo diferencial dos retornos entre a Ptax do Dólar<sup>35</sup> e a Taxa SELIC. Construíram-se as *dummies* de intervenção do Banco Central no mercado de câmbio a partir de dados fornecidos pelo BCB. A *dummy* de compra (DC) assume o valor 1 para os meses em que o Banco Central comprou liquidamente no mercado de câmbio *spot* e zero para os demais meses. A *dummy* de venda (DV) assume 1 para os meses em que o Banco Central vendeu liquidamente no mercado *spot* e zero para os demais meses.

Ao invés de usar diretamente o CRB<sup>36</sup> como referência para os preços de *commodities* no mercado internacional, construiu-se uma série a partir dos índices segmentados do CRB, usando ponderações diferenciadas de forma a aproximar esta série à pauta de exportações brasileira. Foram utilizadas as séries do CRB Energy (10%), CRB Metal (30%), CRB Grains (40%), CRB Raw Industrial (10%) e CRB Industrial (10%)<sup>37</sup>. Usei dados de termos de troca construídos e divulgados pela FUNCEX.

Para os dados de taxa SELIC e FED Fund, *swap* pré de 1 ano do Brasil e dos Estados Unidos, CRB e seus segmentos, *CS High Yield Index II* e EMBI+ Brasil foram usadas cotações de fechamento dos mercados no final do período (mês).

Dada a inexistência de dados mensais de produtividade, tanto para o Brasil quanto para os Estados Unidos, fez-se a seguinte *proxi* da produtividade relativa do setor de bens comercializáveis entre os dois países ( $Z$ )<sup>38</sup>:

<sup>35</sup> A Ptax é calculada e divulgada pelo Banco Central diariamente. Seu cálculo leva em consideração a média ponderada das negociações em moeda estrangeira, no caso aqui o Dólar dos Estados Unidos, no mercado doméstico.

<sup>36</sup> O CRB é calculado diariamente pela Commodity Research Bureau dos EUA e abrange o preço de 22 *commodities*. Dados do CRB estão no site: [http://www.crbrtrader.com/crbindex/spot\\_background.asp](http://www.crbrtrader.com/crbindex/spot_background.asp).

<sup>37</sup> Os códigos na Bloomberg são respectivamente: CRBFENRG Index, CRB METL Index, CRBFGNS Index, CRBFINDU Index e CRB RIND Index.

<sup>38</sup> Assumiu-se que o índice de produtividade do setor de comercializáveis poderia ser expresso pelo inverso do índice de preços dos bens comercializáveis em cada país (1/IPA-DI e 1/PPI); o mesmo procedimento é usado para se obter o índice de produtividade do setor de não-comercializáveis (1/IPCant e 1/CPInt). Denominando por Zbr e Zus a produtividade relativa entre o setor de bens comercializáveis e não-comercializáveis do Brasil e dos Estados Unidos, respectivamente, tem-se:

$$Zbr = (IPCant / IPA - DI)$$

$$Zus = (CPInt / PPI)$$

Balassa-Samuelson assumem produtividade semelhante para o setor de bens não-comercializáveis, o que leva a:

$$Zbr / Zus = (IPCant / IPA - DI) / (CPInt / PPI)$$

em logaritmo, a expressão acima pode ser reescrita:

$$Zbr / Zus = \log(IPCant / IPA - DI) - \log(CPInt / PPI) = Z$$

$$Z = Z_{br} / Z_{us} = \log(IPC_{Ant} / IPA - DI) - \log(CPI_{Int} / PPI)$$

## **Apêndice 2 Testes de Raiz Unitária e Normalidade das Variáveis**

---

Os gráficos Quantil x Quantil na Figura A.2.1 e os testes Jarque-Bera apresentados na Tabela A.2.1 indicam que o retorno da taxa de câmbio (diferença em logaritmo), as variações da expansão monetária relativa entre Brasil e Estados Unidos (M1), do diferencial de juros pré (*swap*), do EMBI+ Brasil, do diferencial de produtividade do setor de bens comercializáveis, relativa da dívida pública e da variação do passivo cambial público no mercado doméstico não apresentam distribuição normal. Por outro lado, a variação dos Termos de Troca, da Cesta CRB, a variação relativa da produção industrial e da variação relativa da taxa de inflação, a variação do VIX, do HG e do passivo externo (conta corrente) apresentam distribuição normal.

A tabela A.2.2 apresenta os testes de raiz unitários para as variáveis usadas nas especificações do capítulo 3. Foi usado o teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF), bem como o Critério de Informação de Schwarz para a seleção das defasagens para o teste.

Com exceção do diferencial de juros (*swap*) e dos termos de troca, não há evidência para rejeitarmos a hipótese nula (presença de uma raiz unitária) para as demais variáveis utilizadas nas estimações, sendo estas, portanto, integradas de ordem um (I(1)).

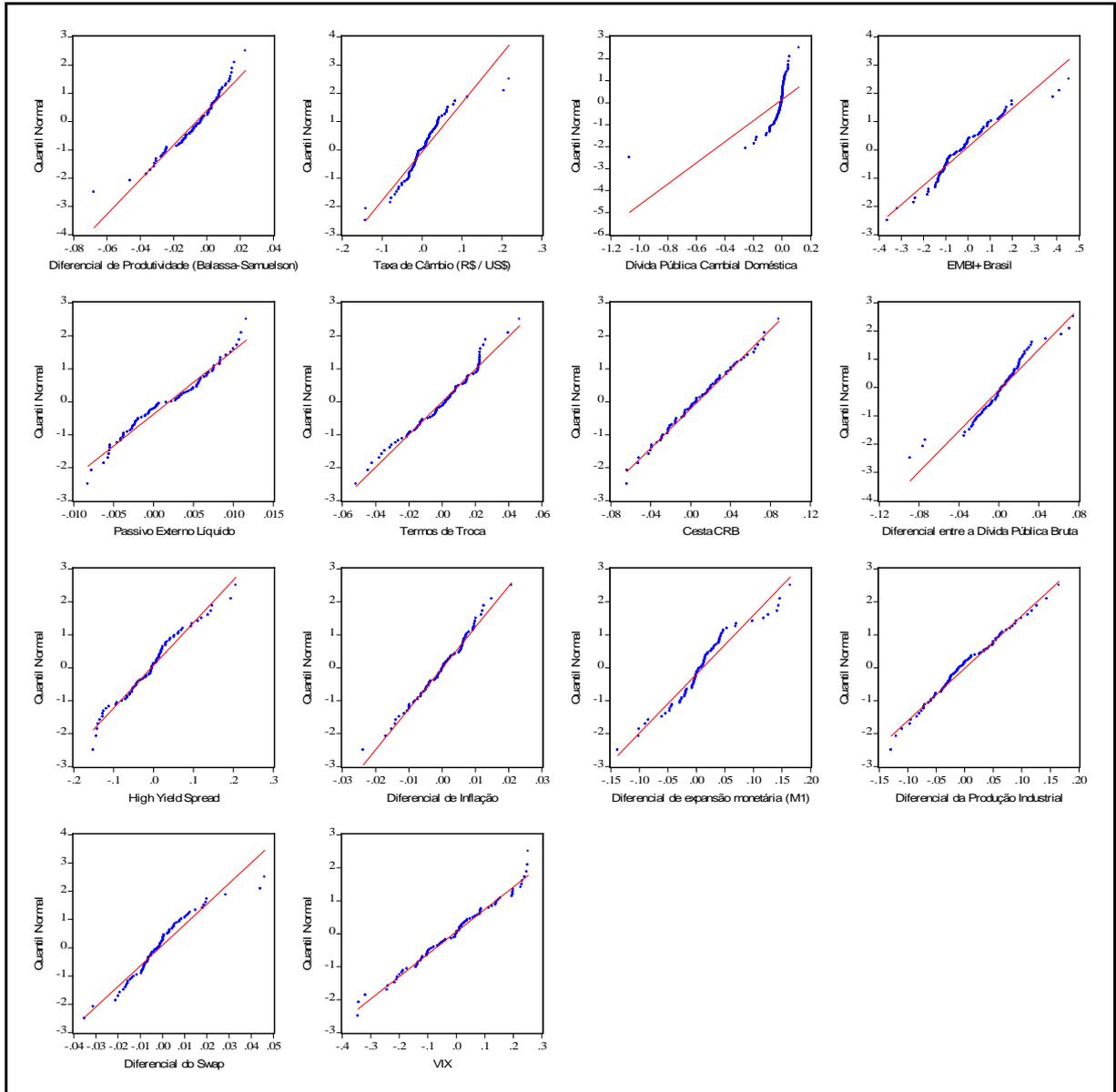


Figura A.2.1 – Gráficos Quantil x Quantil do retorno das variáveis

Nota: Os gráficos apresentam os quantis dos retornos (diferença em logaritmo) das séries empíricas contra o quantil de uma distribuição normal teórica.

Tabela A.2.1 – Teste Jarque-Bera para Normalidade dos Retornos das Variáveis

Variáveis	Teste Jarque-Bera (1)	P-valor
Taxa de Câmbio (R\$ / US\$)	74.27	0.00
M1 (2)	10.05	0.01
Produção Industrial (2)	1.70	0.43
Inflação (2)	1.10	0.58
<i>Swap</i> pré (2)	36.31	0.00
EMBI+ Brasil	17.85	0.00
<i>Swap</i> – prêmio de risco	300.59	0.00
Termos de Troca	2.27	0.32
Cesta do CRB	1.85	0.40
Produtividade (Balassa-Samuelson) (2)	23.15	0.00
VIX	0.95	0.62
<i>High Yield Spread</i>	-0.42	0.46
Dívida Pública (2)	25.00	0.00
Passivo Externo	3.86	0.15
Dívida Pública Cambial Doméstica	8801.73	0.00

Notas: Testa-se a diferença em logaritmo das variáveis.

(1) H0: a variável tem distribuição normal.

(2) Diferença em logaritmo das variáveis entre países.

Tabela A.2.2 – Teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF) (1)

Variáveis	Estatística t	P-valor (2)
Taxa de Câmbio (R\$ / US\$)	-0.057	0.661
M1 (3) (4) (5)	-3.318	0.071
Produção Industrial (3) (4)	-1.868	0.346
Inflação (3)	-1.134	0.232
<i>Swap</i> pré (3) (4)	-3.837	0.004
EMBI+ Brasil	-1.207	0.207
<i>Swap</i> – prêmio de risco	-3,624	0.000
Termos de Troca (4)	-4.064	0.002
Cesta do CRB	2.082	0.991
Produtividade (Balassa-Samuelson) (3)	1.304	0.951
VIX (4) (5)	-3.147	0.103
<i>High Yield Spread</i>	-0.628	0.442
Dívida Pública (3) (4)	-1.907	0.328
Passivo Externo (4) (5)	-0.211	0.992
Dívida Pública Cambial Doméstica (4) (5)	1.363	1.000

Notas: O Critério de Informação de Schwarz foi usado para a seleção dos "lags" para o teste ADF.

(1) H0: variável tem uma raiz unitária.

(2) MacKinnon (1996), p-valor unicaldal.

(3) Diferença em logaritmo das variáveis entre países.

(4) Indica que foi incluso, como variável exógena, intercepto no teste ADF.

(5) Indica que foram inclusos, como variáveis exógenas, intercepto e tendência-linear no teste ADF.

### Apêndice 3 Instrumentos e Testes Diebold-Mariano

---

Utilizaram-se as variáveis em nível com duas e três defasagens como instrumentos para cada estimação. Nos Modelos Monetários de Preços Flexíveis e Rígidos também foram inclusos como instrumentos o diferencial de juros de curto prazo entre os países e o *CS High Yield Index II Spread to Worst* (HG). Essas duas variáveis foram usadas em nível sem defasagem, com uma, duas e três defasagens. Nos Modelos Compostos, além das variáveis em nível defasadas em dois e três períodos, incluiu-se o diferencial de juros de curto prazo entre os países, nas mesmas defasagens utilizadas nos modelos monetários. No Modelo de Mercado usaram-se como instrumentos as variáveis em nível defasadas em dois e três períodos e o diferencial de juros de curto prazo entre países sem defasagem, com uma, duas e três defasagens.

As tabelas A.3.1, A.3.2 e A.3.3 apresentam os modelos Monetários de Preços Flexíveis, Preços Rígidos e Compostos, com a especificação de que apresentaram o menor AIC troca, originalmente estimado, juntamente com uma nova estimação incluindo mais uma defasagem nos instrumentos selecionados. Na última coluna há o P-valor do teste de Wald (calculado a partir da Estatística F), quando se assume, sob a hipótese nula, a igualdade entre os coeficientes estimados nas especificações originais e os obtidos com a inclusão de mais uma defasagem.

Para os três modelos estimados, não há evidência para se rejeitar  $H_0$  em nenhum dos coeficientes estimados. Portanto, não há evidência estatística para inferir-se que a inclusão de mais instrumentos altere os valores dos coeficientes estimados, indicando a consistência dos parâmetros estimados.

As tabelas A.3.4 a A.3.8 apresentam o teste Diebold-Mariano para as previsões fora da amostra dos modelos econômicos, contra as projeções geradas por um passeio aleatório sem constante.

Tabela A.3.1 – Comparação entre a especificação original e a nova especificação para o Modelo Monetário de Preços Flexíveis Irrestrito com a inclusão do EMBI+ Brasil e a cesta do CRB

Variáveis	Especificação original	Nova especificação	P-Valor (1)
Constante	0,007**	0,006**	0,967
Produto	0,038	0,059	0,808
M1	0,274*	0,284*	0,452
<i>Swap</i>	1,081*	1,169*	0,787
EMBI	0,215*	0,202*	0,728
Cesta CRB	0,081	0,076	0,973
Estatística J	0,091	0,091	..

Nota: \*, \*\* e \*\*\* denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Teste de Wald, impondo-se a restrição de que o valor do coeficiente da nova especificação é igual ao estimado na especificação original. P-Valor calculado a partir da estatística F.

(1) H0: os valores das duas especificações são iguais.

Tabela A.3.2 – Comparação entre a especificação original e a nova especificação para o Modelo Monetário de Preços Rígidos Irrestrito com a inclusão do EMBI+ Brasil

Variáveis	Especificação original	Nova especificação	P-Valor (1)
Constante	0,004	0,003	0,800
Inflação	-0,564	-0,426	0,784
Produto	0,052	0,106	0,591
M1	0,312*	0,361*	0,672
<i>Swap</i>	1,028*	1,170*	0,613
EMBI	0,219*	0,206*	0,707
Estatística J	0,105	0,106	..

Nota: \*, \*\* e \*\*\* denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Teste de Wald, impondo-se a restrição de que o valor do coeficiente da nova especificação é igual ao estimado na especificação original. P-Valor calculado a partir da estatística F.

(1) H0: os valores das duas especificações são iguais.

Tabela A.3.3 – Comparação entre a especificação original e a nova especificação para o Modelo Composto Irrestrito sem PPC

Variáveis	Especificação original	Nova especificação	P-Valor (1)
Constante	-0,001	0,000	0,983
Balassa-Samuelson	-0,746*	-0,708*	0,860
Cesta CRB	0,119	0,135	0,910
Passivo Externo Líquido (Conta Corrente)	1,246**	1,303*	0,908
<i>Swap</i>	1,491*	1,503*	0,959
Passivo Público Cambial Doméstico	-0,064**	-0,070*	0,838
VIX	0,060***	0,068**	0,847
Inflação	-1,257**	-1,065**	0,704
EMBI	0,123*	0,127*	0,909
Estatística J	0,103	0,105	..

Nota: \*, \*\* e \*\*\* denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Teste de Wald, impondo-se a restrição de que o valor do coeficiente da nova especificação é igual ao estimado na especificação original. P-Valor calculado a partir da estatística F.

(1) H0: os valores das duas especificações são iguais.

Tabela A.3.4 – Teste Diebold-Mariano para projeções fora da amostra – Modelos de Preços Flexíveis

Modelo	t+n	c	t-stats	p-valor (1)	p-valor (2)
Modelo Irrestrito - Especificação original	1	0.000	0.374	0.646	0.354
	3	0.000	-0.037	0.485	0.515
	6	-0.001	-0.167	0.434	0.566
	12	0.004	0.525	0.700	0.300
+ EMBI	1	0.000	0.465	0.679	0.321
	3	-0.001	-0.394	0.347	0.653
	6	-0.004	-0.963	0.168	0.832
	12	-0.009	-1.614	0.053	0.947
+ EMBI + TT	1	0.000	0.101	0.540	0.460
	3	-0.003	-0.955	0.170	0.830
	6	-0.005	-1.288	0.099	0.901
	12	-0.011	-2.030	0.021	0.979
+ EMBI + TT + CRB	1	0.000	-0.059	0.476	0.524
	3	-0.002	-0.498	0.309	0.691
	6	-0.002	-0.334	0.369	0.631
	12	0.003	0.230	0.591	0.409
+ Balassa	1	0.001	1.296	0.903	0.097
	3	0.000	-0.106	0.458	0.542
	6	0.000	0.076	0.530	0.470
	12	0.007	1.020	0.846	0.154
+ Balassa + EMBI	1	0.000	-0.233	0.408	0.592
	3	-0.002	-0.571	0.284	0.716
	6	-0.005	-1.064	0.144	0.856
	12	-0.012	-2.431	0.008	0.992
+ Balassa + EMBI + TT	1	-0.001	-0.661	0.254	0.746
	3	-0.002	-0.569	0.285	0.715
	6	-0.003	-0.549	0.292	0.708
	12	-0.010	-1.996	0.023	0.977
+ Balassa + EMBI + CRB	1	0.000	-0.245	0.403	0.597
	3	-0.004	-1.152	0.125	0.875
	6	-0.007	-1.490	0.068	0.932
	12	-0.008	-1.071	0.142	0.858
Modelo Restrito - Especificação original	1	0.003	1.663	0.952	0.048
	3	0.006	1.183	0.882	0.118
	6	0.007	1.183	0.882	0.118
	12	0.031	2.702	0.997	0.003
+ EMBI + TT	1	0.002	1.174	0.880	0.120
	3	0.001	0.365	0.642	0.358
	6	0.001	0.272	0.607	0.393
	12	0.009	1.617	0.947	0.053
+ EMBI + TT + CRB	1	0.003	2.052	0.980	0.020
	3	0.005	1.030	0.849	0.152
	6	0.003	0.611	0.729	0.271
	12	0.030	2.885	0.998	0.002
+ Balassa	1	0.002	1.067	0.857	0.143
	3	0.000	0.112	0.545	0.455
	6	-0.002	-0.355	0.361	0.639
	12	0.008	0.755	0.775	0.225
+ Balassa + TT	1	0.003	1.313	0.905	0.095
	3	0.000	-0.026	0.490	0.510
	6	0.000	-0.072	0.471	0.529
	12	0.003	0.396	0.654	0.346
+ Balassa + CRB	1	0.002	1.212	0.887	0.113
	3	0.001	0.166	0.566	0.434
	6	-0.004	-0.859	0.195	0.805
	12	0.002	0.222	0.588	0.412

(1) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante; H1: EQM do modelo estrutural < EQM de um passeio aleatório.

(2) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante; H1: EQM de um passeio aleatório < EQM do modelo estrutural.

Tabela A.3.5 – Teste Diebold-Mariano para projeções fora da amostra – Modelos de Preços Rígidos

Modelo	t + n	c	t-stats	p-valor (1)	p-valor (2)
Modelo Irrestrito - Especificação original	1	0.004	1.560	0.941	0.059
	3	0.001	0.625	0.734	0.266
	6	-0.001	-0.259	0.398	0.602
	12	-0.001	-0.144	0.443	0.557
+ EMBI	1	0.000	-0.272	0.393	0.607
	3	-0.002	-0.694	0.244	0.756
	6	-0.005	-1.306	0.096	0.904
	12	-0.010	-2.083	0.019	0.981
+ EMBI + TT	1	0.000	-0.121	0.452	0.548
	3	-0.003	-1.173	0.120	0.880
	6	-0.005	-1.156	0.124	0.876
	12	-0.008	-1.741	0.041	0.959
+ EMBI + TT + CRB	1	0.000	-0.343	0.366	0.634
	3	-0.002	-0.641	0.261	0.739
	6	-0.006	-1.398	0.081	0.919
	12	-0.001	-0.119	0.453	0.547
+ Balassa	1	0.000	0.222	0.588	0.412
	3	-0.001	-0.450	0.326	0.674
	6	-0.001	-0.296	0.384	0.616
	12	0.006	0.517	0.697	0.303
+ Balassa + EMBI	1	0.000	0.446	0.672	0.328
	3	-0.002	-0.616	0.269	0.731
	6	-0.007	-1.654	0.049	0.951
	12	-0.013	-1.644	0.050	0.950
+ Balassa + EMBI + TT	1	-0.001	-0.640	0.261	0.739
	3	-0.003	-0.853	0.197	0.803
	6	-0.008	-1.700	0.045	0.955
	12	-0.012	-1.429	0.076	0.924
+ Balassa + EMBI + CRB	1	0.000	0.101	0.540	0.460
	3	-0.001	-0.307	0.379	0.621
	6	-0.007	-1.430	0.076	0.924
	12	-0.006	-0.595	0.276	0.724
Modelo Restrito - Especificação original	1	0.006	3.119	0.999	0.001
	3	0.011	2.685	0.996	0.004
	6	0.027	2.146	0.984	0.016
	12	0.052	1.670	0.953	0.047
+ EMBI + TT	1	0.008	2.911	0.998	0.002
	3	0.010	2.442	0.993	0.007
	6	0.015	1.960	0.975	0.025
	12	0.030	2.095	0.982	0.018
+ EMBI + TT + CRB	1	0.009	2.250	0.988	0.012
	3	0.012	3.007	0.999	0.001
	6	0.019	2.548	0.995	0.005
	12	0.040	4.064	1.000	0.000
+ Balassa	1	0.002	1.724	0.958	0.042
	3	0.000	-0.046	0.482	0.518
	6	-0.001	-0.193	0.423	0.577
	12	0.002	0.203	0.581	0.419
+ Balassa + TT	1	0.005	1.939	0.974	0.026
	3	0.010	1.256	0.895	0.105
	6	0.034	1.693	0.955	0.045
	12	0.059	1.310	0.905	0.095
+ Balassa + CRB	1	0.002	1.074	0.859	0.141
	3	0.002	0.529	0.702	0.298
	6	0.007	0.740	0.770	0.230
	12	0.001	0.107	0.542	0.458

(1) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante; H1: EQM do modelo estrutural < EQM de um passeio aleatório.

(2) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante; H1: EQM de um passeio aleatório < EQM do modelo estrutural.

Tabela A.3.6 – Teste Diebold-Mariano para projeções fora da amostra – Modelos Compostos

Modelo	t + n	c	t-stats	p-valor (1)	p-valor (2)
Modelo Irrestrito sem PPC	1	0.001	0.525	0.700	0.300
	3	0.004	0.767	0.778	0.222
	6	0.022	1.773	0.962	0.038
	12	0.156	2.458	0.993	0.007
Modelo Irrestrito com PPC	1	0.002	1.084	0.861	0.139
	3	0.004	0.938	0.826	0.174
	6	0.016	1.579	0.943	0.057
	12	0.103	2.589	0.995	0.005
Modelo Restrito sem PPC	1	0.002	2.549	0.995	0.005
	3	0.005	2.004	0.977	0.023
	6	0.013	1.540	0.938	0.062
	12	0.053	2.218	0.987	0.013
Modelo Restrito com PPC	1	0.001	1.367	0.914	0.086
	3	-0.001	-0.521	0.301	0.699
	6	0.000	0.058	0.523	0.477
	12	0.032	2.523	0.994	0.006

(1) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante; H1: EQM do modelo estrutural < EQM de um passeio aleatório.

(2) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante; H1: EQM de um passeio aleatório < EQM do modelo estrutural.

Tabela A.3.7 – Teste Diebold-Mariano para projeções fora da amostra – Modelo *real time* de Mercado

Modelo	t + n	c	t-stats	p-valor (1)	p-valor (2)
Modelo Irrestrito	1	0.000	0.066	0.526	0.474
	3	-0.001	-0.424	0.336	0.664
	6	-0.005	-1.157	0.124	0.876
	12	-0.007	-1.536	0.062	0.938
Modelo Restrito	1	0.003	2.015	0.978	0.022
	3	0.001	0.304	0.619	0.381
	6	-0.001	-0.094	0.463	0.537
	12	0.017	0.818	0.793	0.207

(1) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante; H1: EQM do modelo estrutural < EQM de um passeio aleatório.

(2) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante; H1: EQM de um passeio aleatório < EQM do modelo estrutural.

Tabela A.3.8 – Teste Diebold-Mariano para projeções fora da amostra – *Asset Model*

Modelo	t + n	c	t-stats	p-valor (1)	p-valor (2)
<i>Asset Model</i>	1	-0.001	-0.529	0.298	0.702
	3	-0.004	-1.387	0.083	0.917
	6	-0.007	-1.785	0.037	0.963
	12	-0.014	-3.092	0.001	0.999

(1) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante; H1: EQM do modelo estrutural < EQM de um passeio aleatório.

(2) H0: EQM do modelo estrutural = EQM de um passeio aleatório sem constante; H1: EQM de um passeio aleatório < EQM do modelo estrutural.

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)