

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

ROBERTA MOREIRA WICHMANN

**A DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL:
UM ESTUDO EMPÍRICO NO PERÍODO PÓS-PLANO REAL**

JOÃO PESSOA – PB

2007

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

ROBERTA MOREIRA WICHMANN

**A DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL:
UM ESTUDO EMPÍRICO NO PERÍODO PÓS-PLANO REAL**

JOÃO PESSOA – PB

2007

ROBERTA MOREIRA WICHMANN

A DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL:
UM ESTUDO EMPÍRICO NO PERÍODO PÓS-PLANO REAL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba em cumprimento às exigências para obtenção do Grau de Mestre em Economia.
Área de Concentração: Economia da Empresa

Orientador: Professor Dr. Sinézio Fernandes Maia
Co-Orientador: Professor Dr. Marcos Costa Holanda

JOÃO PESSOA – PB

2007

ROBERTA MOREIRA WICHMANN

A DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL:
UM ESTUDO EMPÍRICO NO PERÍODO PÓS-PLANO REAL

Dissertação apresentada ao PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA do
centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal da Paraíba em cumprimento às
exigências para obtenção do grau de Mestre em Economia.

Área de Concentração: Economia da Empresa.

Dissertação aprovada em 2 de Março de 2007.

BANCA EXAMINADORA:

Professor Doutor Sinézio Fernandes Maia
Universidade Federal da Paraíba

Professor Doutor Marcos Costa Holanda
Universidade Federal do Ceará - CAEN

Professora Doutora Márcia Batista da Fonseca
Universidade Federal da Paraíba

JOÃO PESSOA – PB

2007

Dedico esta dissertação a Artur
Roberto Pompeu Wichmann
(*in memoriam*), meu pai.

Eu sou!!! Eu posso!!!
(Harlem - N.Y.)

Hidmann.

04.07.2003

AGRADECIMENTOS

Inicialmente gostaria de agradecer à minha mãe Maria Altair Pinheiro Moreira por todo o apoio e carinho, não apenas durante o mestrado, mas em todos os momentos de minha vida. Aos meus irmãos economistas Bruno Moreira Wichmann e Artur Wichmann Neto pelo incentivo e exemplo.

Agradeço aos professores que participaram desta banca examinadora: Professor Sinézio Fernandes Maia (orientador), Professor Marcos Costa Holanda (membro externo e co-orientador) e Professora Márcia Batista da Fonseca (membro interno). Com certeza todas as contribuições foram importantes e bem vindas para o aprimoramento desta dissertação.

Aos meus colegas de mestrado da turma de 2005, principalmente Carlos Henrique Coêlho de Andrade, que me deu força, estudou junto comigo e foi meu verdadeiro cúmplice durante todo o mestrado. À Madiana Romcy pela disciplina e responsabilidade que ela me ensinou a ter. Ao Marcelo Guerra Leone por tornar minha passagem pelo mestrado e, conseqüentemente por João Pessoa mais tranqüila, me apresentando amigos para uma vida toda: Lisavieta Andrade, Celinha Costa, Fábio Sousa, Leonardo dos Anjos, Werner Norat, dentre tantos outros queridos.

Gostaria de agradecer ainda à Terezinha Polari, sempre cordial e eficiente, por toda ajuda em relação a questões burocráticas, prazos, matrículas, declarações, entrega de provas e trabalhos. Agradeço também a CAPES pela bolsa concedida durante todo o curso.

Por fim, quero enfatizar meu agradecimento ao meu pai, um economista brilhante, extremamente competente e estudioso, um pai exemplar, fundamental em minha vida. Por quê? Com toda certeza eu precisaria de mais 100 páginas para explicar, então acho melhor resumir: Por tudo!

A DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL:
UM ESTUDO EMPÍRICO NO PERÍODO PÓS-PLANO REAL

RESUMO

Esta dissertação procura avaliar a determinação e a dinâmica da taxa de câmbio no Brasil no período pós-plano Real utilizando-se da abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio em suas versões com preços flexíveis e com preços rígidos. A determinação da taxa de câmbio é estudada através da técnica de co-integração e a dinâmica é analisada através das funções de impulso-resposta obtidas pelas estimações de vetores auto-regressivos. A constatação empírica é de que tanto com preços flexíveis quanto com preços rígidos os sinais esperados dos coeficientes estimados dos determinantes da taxa de câmbio estão de acordo com a sugestão teórica. Porém, ao analisar-se a dinâmica da taxa de câmbio, apenas o modelo monetário com preços rígidos apresenta resultado satisfatório, respeitando a sugestão teórica.

Palavras-Chave: abordagem monetária, taxa de câmbio, co-integração, VAR.

EXCHANGE RATE DYNAMICS IN BRAZIL: AN EMPIRICAL STUDY

ABSTRACT

This dissertation aims to evaluate the determination and the dynamics of the exchange rate in post-Real Plan period through the monetary approach of determination of the exchange rate in its versions with flexible and sticky prices. The determination of the exchange rate is studied through the cointegration technique and the dynamics are analyzed through the impulse-response functions obtained by the estimates of autoregressive vectors. The empirical verification finds that in the flexible and sticky price approaches the expected signs of the estimated coefficients of the determinant of the exchange rate are in accordance with the theoretical suggestion. However, when analyzing the dynamics of the exchange rate, just the monetary model with sticky prices presents satisfactory results, respecting the theoretical suggestion.

Keywords: Monetary approach; Exchange rate; Cointegration; VAR.

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1: Taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) - comercial – venda	53
GRÁFICO 2: Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ \hat{m} ”	60
GRÁFICO 3: Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ \hat{y} ”	61
GRÁFICO 4: Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ \hat{i} ”	62
GRÁFICO 5: Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ $\Delta\hat{m}$ ”	67
GRÁFICO 6: Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques no “ $\Delta\hat{y}_t$ ”	68
GRÁFICO 7: Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ $\Delta\hat{i}_t$ ”	69
GRÁFICO 8: Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques na “ Δq_t ”	70
GRÁFICO B1: M1 (Brasil) - dessazonalizado – US\$ (bilhões)	90
GRÁFICO B2: M1 (EUA) - dessazonalizado - US\$ (bilhões)	90
GRÁFICO B3: Produção Industrial (Brasil) – dessazonalizada (índice)	91
GRÁFICO B4: Produção Industrial (EUA) – dessazonalizada (índice)	91
GRÁFICO B5: Taxa de Juros (Brasil) – Over-Selic (% a.m.)	92
GRÁFICO B6: Taxa de Juros (EUA) – Fundos Federais (% a.m.)	92
GRÁFICO B7: Taxa de câmbio efetiva real (índice)	93
GRÁFICO C1: Correlograma da variável s_t	94
GRÁFICO C2: Correlograma \hat{m}_t	94
GRÁFICO C3: Correlograma \hat{y}_t	95
GRÁFICO C4: Correlograma \hat{i}_t	95
GRÁFICO C5: Resíduo do VAR para s_t	97
GRÁFICO C6: Resíduo do VAR para \hat{m}_t	97

GRÁFICO C7: Resíduo do VAR para \hat{y}_t	98
GRÁFICO C8: Resíduo do VAR para \hat{i}_t	98
GRÁFICO D1: Correlograma Δs_t	99
GRÁFICO D2: Correlograma $\Delta \hat{m}$	99
GRÁFICO D3: Correlograma $\Delta \hat{y}_t$	100
GRÁFICO D4: Correlograma $\Delta \hat{i}_t$	100
GRÁFICO D5: Correlograma da variável Δq_t	101
GRÁFICO D6: Resíduo do VAR para Δs_t	102
GRÁFICO D7: Resíduo do VAR para $\Delta \hat{m}$	102
GRÁFICO D8: Resíduo do VAR para $\Delta \hat{y}_t$	103
GRÁFICO D9: Resíduo do VAR para $\Delta \hat{i}_t$	103
GRÁFICO D10: Resíduo do VAR para Δq_t	104

LISTA DE TABELAS

TABELA 1: Teste de verificação da estacionariedade das séries	54
TABELA 2: Teste de verificação da estacionariedade das séries compostas	56
TABELA 3: Teste de co-integração de Johansen-Juselius: modelo com preços flexíveis	56
TABELA 4: Decomposição da variância – câmbio (preços flexíveis)	63
TABELA 5: Teste de co-integração de Johansen-Juselius: modelo com preços rígidos	64
TABELA 6: Decomposição da variância – câmbio (preços rígidos)	71
TABELA C: Estimativas do vetor auto-regressivo (preços flexíveis)	96
TABELA D: Estimativas do vetor auto-regressivo (preços rígidos)	101

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	15
CAPÍTULO 1. DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO	21
1.1. Modelos de Determinação da Taxa de Câmbio	21
1.2. Determinação da Taxa de Câmbio na Abordagem Monetária	22
1.2.1. O Modelo Monetário com Preços Flexíveis	26
1.2.2. O Modelo Monetário com Preços Rígidos	31
CAPÍTULO 2. METODOLOGIA DA PESQUISA	39
2.1. Auto-Regressão Vetorial (VAR)	39
2.2. Procedimentos Econométricos	44
2.2.1. Teste de Raiz Unitária	45
2.2.2. Teste de Co-Integração	46
2.3. Especificação Econométrica dos Modelos	48
2.4. Dados Utilizados	50
CAPÍTULO 3. RESULTADOS	52
3.1. Análise das Variáveis	52
3.2. Modelo Monetário com Preços Flexíveis	56
3.3. Modelo Monetário com Preços Rígidos	63
CONCLUSÃO	72
REFERÊNCIAS	76
APÊNDICE A – A Álgebra dos Modelos de Determinação da Taxa de Câmbio	83
APÊNDICE B – Trajetória das variáveis determinantes da taxa de câmbio	90

APÊNDICE C – Resultados da Estimação do Modelo Monetário Com Preços Flexíveis 94

APÊNDICE D – Resultados da Estimação do Modelo Monetário Com Preços Rígidos 99

INTRODUÇÃO

A economia da taxa de câmbio é uma das áreas mais pesquisadas da ciência econômica, isso por causa da importância atribuída ao câmbio no que concerne ao sucesso ou fracasso de uma economia aberta (MACDONALD; TAYLOR, 1992; TAYLOR, 1995).

Com a abertura da economia, um país passa a realizar vários tipos de transações econômicas com outros países, tanto através do mercado de bens e serviços, quanto através do mercado de ativos (OBSTFELD; ROGOFF, 1996). A abertura do mercado de bens e serviços proporciona aos consumidores e empresas escolherem entre o consumo de bens domésticos ou estrangeiros (através das exportações e das importações). Já a abertura do mercado financeiro permite que os investidores escolham entre ativos financeiros domésticos ou estrangeiros.

Porém, para que as transações internacionais sejam factíveis, é importante efetuar comparações entre os preços interno e externo, convertendo a moeda de um país na moeda de outro. A literatura convencional define a taxa de câmbio nominal como o preço da moeda de um país em termos da moeda de outro país (DORNBUSCH, 1988; MACDONALD; TAYLOR, 1992). Tal taxa consiste em uma relação monetária, não tendo, necessariamente, uma contrapartida em termos de poder de compra. Quando ocorre apreciação nominal do câmbio então, tem-se que a moeda nacional ficou relativamente mais cara que a moeda estrangeira em termos monetários. Já quando ocorre uma depreciação nominal do câmbio significa que a moeda de um país passa a valer relativamente menos quando comparada a uma moeda estrangeira.

A taxa de câmbio nominal pode ser interpretada de duas maneiras: taxa de câmbio em termos diretos, ou seja, o preço de uma unidade de moeda estrangeira em termos da moeda nacional, e taxa de câmbio em termos indiretos, o preço de uma unidade de moeda nacional em termos de moeda estrangeira. Em geral, no Brasil interpreta-se a taxa de câmbio como

sendo a quantidade de reais que são necessários para se obter uma unidade de moeda estrangeira.

Por outro lado, a taxa de câmbio real é uma medida relativa, indicando o preço dos bens estrangeiros em termos de bens produzidos domesticamente. Tal taxa aponta o poder de compra de um país, à medida que mostra se os bens estrangeiros estão se tornando relativamente mais ou menos caros que os bens internos.

A procura pelos fatores que determinam o comportamento da taxa de câmbio é tema bastante recorrente na literatura econômica. Porém, não há uma única teoria que explique como se determina a taxa de câmbio (MUSSA, 1982; OBSTFELD; STOCKMAN, 1983; MACDONALD; TAYLOR, 1992). As duas visões principais da determinação da taxa de câmbio são: a abordagem monetária e a abordagem de balanço de portfólio. A abordagem monetária possui duas formulações principais, sendo a primeira denominada de modelo monetário com preços flexíveis, desenvolvida por Frankel (1976) e Mussa (1976), e a segunda denominada de modelo monetário com preços rígidos, desenvolvida por Dornbusch (1976). O modelo monetário com preços flexíveis é baseado na hipótese da paridade do poder de compra (PPC), de forma que a taxa de câmbio real não varia. Já o modelo monetário com preços rígidos permite a rigidez de preços no curto prazo e a ultrapassagem da taxa de câmbio, permitindo a flutuação da taxa de câmbio real.

Em adição a falta de consenso acerca da determinação da taxa de câmbio, existe um outro complicador para o estudo do câmbio: os países podem adotar diferentes regimes cambiais, tais como o regime de câmbio fixo, o regime de *crawling peg*, o regime de bandas cambiais e o regime de câmbio flutuante. No caso da taxa de câmbio fixa, é o Estado que a estabelece, enquanto que no regime flexível, é o mercado, através da procura e da oferta, que determina a taxa de câmbio. No regime de *crawling peg* a taxa de câmbio é ajustada periodicamente em pequenas quantidades pré-determinadas, enquanto que no regime de

bandas cambiais o Banco Central define faixas para flutuação da taxa de câmbio. Em muitos países vigora um sistema intermediário de taxa de câmbio controlada. Neste sistema, é o mercado que estabelece a taxa de câmbio, mas os governos intervêm por vezes para estabilizar a sua moeda embora não exista uma paridade fixa ou anunciada.

Quando se trata de estudos acerca da taxa de câmbio, incluindo modelos de determinação e diferentes regimes cambiais, MacDonald e Taylor (1992, p.2) observam que “apesar da extensa pesquisa, um grande número de questões não resolvidas permanece, e a economia da taxa de câmbio continua sendo uma área extremamente desafiadora”.

Meese e Rogoff (1983) comparam vários modelos estruturais¹ de taxa de câmbio para avaliar o poder de previsão dos mesmos. Entre os modelos estruturais estão o modelo monetário de preço flexível, o modelo monetário de preço rígido e o modelo monetário com preço rígido que incorpora a conta corrente. Os autores estimaram os modelos² utilizando dados mensais no período entre 1973 e 1981, para as taxas de câmbio dólar-libra, dólar-marco e dólar-íene, concluindo que nenhum dos modelos apresentou um poder de previsão mais elevado que o modelo de passeio aleatório³.

Fair (1986) analisa diversos tipos de equações de determinação do câmbio de forma a verificar se a crítica de Meese e Rogoff (1983) de fato se confirma. Para tanto, o autor utiliza a técnica de mínimos quadrados de dois estágios para uma amostra de 17 países. Os resultados da pesquisa indicaram que a visão de Meese e Rogoff (1983), de que os modelos estruturais de determinação da taxa de câmbio não são muito indicados para o estudo da taxa de câmbio, pode ser considerada muito pessimista.

Cheung, Chinn e Pascual (2002) avaliam o poder de previsibilidade de um conjunto de modelos estruturais de determinação da taxa de câmbio nominal, incluindo o modelo

¹ Baseados nos fundamentos da economia.

² Na estimação dos modelos estruturais foram utilizadas as técnicas de mínimos quadrados ordinários, mínimos quadrados generalizados e variáveis instrumentais.

³ Os modelos de passeio aleatório podem ser representados pela seguinte equação: $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$; onde u_t representa o termo de erro aleatório com média e variância constantes e serialmente não auto-correlacionado.

monetário com preços rígidos, comparando-os com os modelos de passeio aleatório. Através da utilização de co-integração e mínimos quadrados ordinários, os autores fazem estimações nas especificações de correção de erro e em primeira diferença, para as taxas de câmbio canadense, britânica, alemã, suíça e japonesa (todas em relação à moeda americana) utilizando dados trimestrais no período compreendido entre 1973 e 2000. Os autores utilizam diversos critérios para avaliar a performance dos modelos (em termos de poder de previsão), concluindo que a previsibilidade dos modelos varia entre os países, ao longo da amostra temporal e de acordo com o critério de avaliação. Dessa forma, tanto os modelos de passeio aleatório quanto os modelos estruturais são úteis para o estudo da determinação da taxa de câmbio.

Barnett e Kwag (2005) verificam se o poder de previsão da taxa de câmbio pode ser aumentado se forem consideradas condições de equilíbrio do mercado monetário mais acuradas, e compara modelos estruturais com melhor especificação do equilíbrio monetário aos modelos de passeio aleatório. Para tanto utilizaram a taxa de câmbio americana (em relação à libra esterlina) com periodicidade trimestral para o período de 1977 até 2002, estimando os modelos através de vetores de correção de erros (VEC). A conclusão encontrada pelos autores é que uma maior precisão na especificação do equilíbrio do mercado monetário gera modelos monetários de determinação da taxa de câmbio com maior poder de previsão quando comparados com modelos de passeio aleatório.

Rossi (1996) estuda a determinação da taxa de câmbio para o Brasil discutindo apenas a abordagem monetária e utilizando dados mensais no período compreendido entre janeiro de 1980 até junho de 1994, através da técnica de co-integração. O modelo de equilíbrio de portfólio não foi estudado pelo autor, pois segundo o mesmo, não é de fácil aplicabilidade empírica. Um dos resultados encontrados por Rossi (1996) foi que as diversas versões da

abordagem monetária da determinação da taxa de câmbio não permitiram detectar a superioridade, em termos da verificação empírica, de qualquer versão sobre as demais.

Braga (2003) apresenta algumas teorias de determinação da taxa de câmbio real no longo prazo, entre elas a abordagem monetária, representada pela teoria da paridade de poder de compra. A verificação da PPC para o Brasil no período de 1964 a 2000 é feita através de testes de estacionariedade (de Dickey-Fuller e de Phillip-Perron) da taxa de câmbio real. Os testes rejeitaram a hipótese de estacionariedade da taxa de câmbio para a estimativa do câmbio real, sendo um indicativo de que a paridade de poder de compra relativa não é válida para a economia brasileira.

Marçal, Pereira e Canuto (2003) testam a validade empírica da PPC e da Paridade Descoberta de Juros para a economia brasileira com dados trimestrais entre o período de 1980 a 1994, utilizando a análise de co-integração na metodologia de Johansen. Os resultados apresentados mostram que, quando testada isoladamente, a PPC (em sua versão absoluta) não é válida. Entretanto, quando combinados a PPC com paridade da taxa de juros, os resultados se tornam mais favoráveis.

Assim, nota-se que é possível estudar diferentes teorias relacionadas à determinação da taxa de câmbio em períodos de tempo distintos e base de dados de fontes variadas. Observa-se também que é possível utilizar metodologias econométricas distintas de acordo com os objetivos a serem alcançados em cada trabalho. A questão da determinação da taxa de câmbio no Brasil, quando avaliada empiricamente por meio de metodologias de séries temporais, perpassa o estudo da dinâmica da trajetória da taxa de câmbio, que nesta pesquisa será realizado no período Pós-Plano Real. Para tanto, a abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio, representada pelos modelos de preços flexíveis e de preços rígidos, deverá ser testada para a economia brasileira.

O objetivo geral desta pesquisa é avaliar a determinação e a dinâmica da taxa de câmbio no Brasil no período Pós-Real (1994 – 2005) via abordagem monetária de determinação do câmbio. Como objetivos específicos têm-se: (i) apresentar a abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio, tanto com preços flexíveis quanto com preços rígidos; e (ii) estimar os modelos monetários através de técnicas de séries temporais, analisando os resultados empíricos para o Brasil.

Esta dissertação está dividida da seguinte forma, no Capítulo 1 serão apresentadas, de forma teórica, as abordagens monetárias de determinação da taxa de câmbio. No Capítulo 2 serão expostas as técnicas de co-integração e auto-regressão vetorial (VAR), os procedimentos econométricos necessários para o estudo de séries temporais e a especificação econométrica dos modelos a serem estimados. Como esta pesquisa tem pretensões de contribuições empíricas acerca da determinação e da dinâmica da taxa de câmbio para o Brasil, o Capítulo 3 analisa os resultados econométricos encontrados para o modelo com preços flexíveis e com preços rígidos. Por fim, mostram-se as conclusões.

CAPÍTULO 1. DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO

Neste Capítulo são apresentados modelos de determinação da taxa de câmbio. A Seção 1.1. destaca as principais abordagens para a determinação do câmbio, a Seção 1.2. introduz a abordagem monetária, a Seção 1.2.1. estuda a primeira geração desta abordagem, chamada de modelo monetário com preços flexíveis e a Seção 1.2.2. trata da segunda geração, chamada de modelo monetário com preços rígidos.

1.1. Modelos de Determinação da Taxa de Câmbio

Existem várias abordagens teóricas que tratam da determinação da taxa de câmbio (MACDONALD; TAYLOR, 1992; TAYLOR, 1995; ROSSI, 1996), dentre as quais pode-se destacar: (i) a abordagem monetária; e (ii) a abordagem de equilíbrio de portfólio.

A abordagem monetária parte do princípio de que como a taxa de câmbio nominal é, por definição, o preço relativo entre duas moedas, o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio assume que a mesma seja determinada pelas ofertas e demandas relativas das duas moedas (TAYLOR, 1995). Ela possui duas ramificações principais, o modelo com preços flexíveis e o com preços rígidos.

O modelo de equilíbrio de portfólio tem como principal modificação, em relação aos modelos monetários, a hipótese de que os ativos domésticos e estrangeiros não são substitutos perfeitos⁴ (FRANKEL; ROSE, 1994). Este é um modelo dinâmico do ajuste da taxa de câmbio que leva em consideração os mercados de ativos, a conta corrente, o nível de preços e a taxa de acumulação de ativos. Conforme observam MacDonald e Taylor (1992), menos estudos empíricos têm sido realizados utilizando-se este modelo, quando comparado aos

⁴ A hipótese de que os ativos não são substitutos perfeitos implica na introdução de um prêmio de risco na condição da paridade descoberta de juros, ou seja, a decisão entre investir em ativos domésticos ou estrangeiros não mais se limita a escolha do título que apresente a maior taxa de juros.

modelos monetários, pois existe uma limitada disponibilidade de dados não agregados necessários para a estimação de modelos de equilíbrio de portfólio. Além disso, MacDonald e Taylor (1992) observam que simplificações do modelo teórico são responsáveis, ao menos em parte, pelo insucesso empírico do modelo. Taylor (1995) reforça a idéia de que o problema em ajustar o modelo de balanço de portfólio aos dados faz surgir problemas metodológicos, como por exemplo, saber quais ativos não monetários serão incluídos ao modelo empírico. Frankel e Rose (1994) comentam que estudos empíricos iniciais deste modelo não tiveram sucesso, e que esse cenário não se alterou mesmo quando os pesquisadores tiveram maiores cuidados na mensuração dos ativos.

Nas próximas Seções, será tratada a abordagem monetária, tanto em sua versão com preços flexíveis quanto em sua versão com preços rígidos.

1.2. Determinação da Taxa de Câmbio na Abordagem Monetária

As condições que caracterizam o equilíbrio do mercado monetário, o equilíbrio do mercado de títulos e o produto de equilíbrio compõem o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio. Assim, este modelo é construído sobre três alicerces fundamentais: (i) o equilíbrio do mercado monetário baseado na demanda transacional por moeda; (ii) a condição da paridade não-coberta de juros e (iii) as condições que caracterizam o produto de equilíbrio, sendo o equilíbrio postulado sob as hipóteses de preços flexíveis ou preços rígidos (MACDONALD; TAYLOR, 1992; FRANKEL; ROSE, 1994; VITEK, 2005).

O estudo da abordagem monetária tem início com a análise dos determinantes do equilíbrio do mercado monetário, condição imprescindível para se determinar a taxa de câmbio através desta abordagem. De acordo com Frankel (1979), MacDonald e Taylor (1992)

e Frankel e Rose (1994), o equilíbrio deste mercado pode ser representado pela seguinte equação:

$$M_t/P_t = Y_t^\phi e^{-\eta i_t} \quad (1a)$$

Com M_t representando a oferta de moeda, P_t o nível de preços, Y_t o produto real, i_t a taxa de juros nominal, ϕ a elasticidade-renda da demanda real por moeda e η o impacto da taxa nominal de juros sobre a demanda real por moeda. Esta equação é conhecida como equação do tipo Cagan (BLANCHARD; FISCHER, 1989; ROMER, 2001). Aplicando logaritmo obtem-se:

$$m_t - p_t = \phi y_t - \eta i_t \quad (1b)$$

Onde as variáveis em letra minúscula representam o logaritmo das correspondentes variáveis. A Equação (1b) indica que a oferta real de moeda é igual à demanda real por moeda. Considerando o equilíbrio do mercado monetário estrangeiro dado por:

$$m_t^* - p_t^* = \phi y_t^* - \eta i_t^* \quad (2)$$

Com os asteriscos indicando a contrapartida estrangeira das variáveis. Tem-se que o parâmetro ϕ se encontra entre $0 < \phi \leq 1$ e que o parâmetro η é positivo. De acordo com Frankel e Rose (1994) e Taylor (1995), assume-se, por motivo de simplificação, que ϕ e η são iguais nos países doméstico e estrangeiro. Combinando as Equações (1b) e (2), tem-se:

$$(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) = \phi(y_t - y_t^*) - \eta(i_t - i_t^*) \quad (3)$$

Assim, em equilíbrio, a oferta relativa real de moeda, que é igual à demanda relativa real por moeda, cresce à medida que o diferencial do produto real aumenta e decresce à medida que o diferencial da taxa de juros nominal cresce.

Incluindo a hipótese de que os títulos domésticos e os títulos estrangeiros são substitutos perfeitos, tem-se que a condição da paridade não-coberta de juros caracteriza o equilíbrio no mercado de títulos, o segundo alicerce da abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio. A condição da paridade não-coberta de juros, de acordo com Romer (2001), pode ser representada pela seguinte equação:

$$i_t - i_t^* = E_t(\Delta s_{t+1}) \quad (4)$$

Onde o valor esperado futuro da taxa de câmbio, $E_t(\Delta s_{t+1})$, é igual a $E_t s_{t+1} - s_t$. A variável s_t representa o logaritmo da taxa de câmbio nominal. A condição da paridade não-coberta de juros (Equação 4) em conjunto com a demanda relativa real por moeda (Equação 3), após uma simples manipulação algébrica, fornece:

$$s_t = \frac{1}{\eta} \left[(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) \right] + E_t(s_{t+1}) \quad (5)$$

A intuição apresentada pela Equação (5) é a de que a moeda doméstica se deprecia em resposta a um aumento no diferencial da oferta real de moeda doméstica em relação a estrangeira, ou seja, um aumento na oferta real de moeda doméstica, mantendo a oferta real de moeda estrangeira inalterada, levaria a um excesso de oferta de moeda local no mercado

cambial, depreciando o câmbio. Já em resposta a um aumento no diferencial do produto real (PIB doméstico aumenta em relação ao estrangeiro) tem-se que a taxa de câmbio aprecia. O aumento do PIB doméstico leva a um aumento da demanda transacional por moeda, o que, dada a oferta monetária e respeitando a condição de equilíbrio do mercado monetário, levará a uma elevação da taxa de juros doméstica. Esta elevação fará com que, via condição de paridade não-coberta de juros (Equação 4), a taxa de câmbio aprecie, uma vez que maiores taxas de juros atrairão capitais externos em busca de títulos domésticos mais rentáveis.

A Equação (5) mostra também que o valor esperado futuro da taxa nominal de câmbio é um dos determinantes da taxa de câmbio nominal corrente. De acordo com a Equação (4) com um aumento da depreciação esperada da taxa de câmbio, os títulos domésticos se tornam menos atraentes, uma vez que por estarem denominados em moeda doméstica, precisariam ser convertidos em moeda estrangeira. Tal troca iria se tornar mais dispendiosa fazendo com que os investidores passassem a preferir títulos estrangeiros (denominados em moeda estrangeira), diminuindo a quantidade de moeda estrangeira dentro do país e, dessa forma, levando a uma depreciação cambial.

A Equação (5) representa o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio em sua forma mais geral, obtida através das hipóteses de equilíbrio no mercado monetário e no mercado de títulos. A terceira hipótese da abordagem monetária é introduzida na Equação (5), permitindo que se considerem os preços como sendo flexíveis ou rígidos, dando origem às duas ramificações da abordagem monetária, sendo a primeira denominada “modelo monetário com preços flexíveis” e a segunda “modelo monetário com preços rígidos”.

Frenkel (1976) e Mussa (1976) constroem um modelo monetário com determinação do produto de equilíbrio através de preços flexíveis, enquanto Dornbusch (1976) considera a determinação do produto de equilíbrio sob preços rígidos.

1.2.1. O Modelo Monetário com Preços Flexíveis

O modelo monetário de preços flexíveis se embasa nas hipóteses de paridade do poder de compra e de existência de funções de demanda por moeda doméstica e estrangeira sujeitas a pequenas flutuações (MACDONALD; TAYLOR, 1992). Este modelo assume preços flexíveis de modo que, na ausência de custos de transporte e de outras distorções, a condição da paridade do poder de compra é obedecida (FRANKEL; ROSE, 1994). É necessário levar em consideração também a teoria quantitativa da moeda, que diz que o nível de preço varia diretamente de acordo com a quantidade de moeda em circulação (DORNBUSCH, 1985). Assim,

$$P = (\bar{V}/\bar{Y})M \quad (6)$$

Onde P indica o nível de preços, \bar{V} representa a velocidade de circulação da moeda, \bar{Y} indica o nível de produção corrente e M representa a quantidade de moeda em circulação.

Para determinar o valor da taxa de câmbio nominal e seu comportamento a longo prazo, considera-se também a teoria da paridade do poder de compra, que afirma que, ao longo de qualquer período de tempo, mudanças da taxa de câmbio são determinadas por mudanças nos níveis de preços relativos entre dois países (DORNBUSCH, 1985). Ou seja, a taxa de câmbio deve se ajustar de forma a equalizar os níveis de preços entre dois países, devido à arbitragem realizada pelas forças de mercado (LAFRANCE; SCHEMBRI, 2002).

A PPC tem como base a chamada Lei do Preço Único, que considera que os produtos homogêneos devem ter o mesmo preço nos diferentes mercados, quando expressos na mesma moeda (DORNBUSCH, 1985; TAYLOR; TAYLOR, 2004). A igualdade entre ambos os preços é garantida pelo funcionamento do mercado, assim:

$$P_i = S \times P_i^*$$

Onde P_i é o preço do bem i no país doméstico expresso em moeda doméstica; S é a taxa de câmbio (moeda doméstica/moeda estrangeira) e; P_i^* é o preço do bem i no país estrangeiro expresso em moeda estrangeira.

A forma mais simples da PPC, conhecida como PPC absoluta, consiste na generalização Lei do Preço Único para vários bens. Considerando: (i) que cada país possui uma cesta de bens formada pelos produtos $1, 2, \dots, n$ onde os níveis de preços destas cestas são representados por P e P^* , com $P = f(P_1, P_2, \dots, P_i, \dots, P_n)$ e $P^* = g(P_1^*, P_2^*, \dots, P_i^*, \dots, P_n^*)$; (ii) que o preço dos bens, quando medidos na mesma moeda, seja o mesmo entre os países; e (iii) que os pesos dados aos bens na cesta de mercado sejam os mesmos (as funções $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$ são iguais), então a PPC absoluta predomina (DORNBUSCH, 1985).

A teoria da paridade do poder de compra diz que os níveis de preços doméstico e estrangeiro são iguais, quando medidos na mesma moeda. Ou seja, a PPC prevalece quando o poder de compra da moeda doméstica é igual ao poder de compra da moeda estrangeira, à taxa de câmbio corrente (TAYLOR, 2003). A condição de paridade do poder de compra das moedas é:

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (7)$$

Logaritmizando a Equação (7), obtém-se:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (8)$$

Onde s_t é o logaritmo da taxa nominal de câmbio, p_t e p_t^* são os logaritmos dos níveis de preços doméstico e externo, respectivamente.

A principal previsão da PPC é o fato de que a taxa de cambio real não se altera de maneira permanente, pois uma mudança nos preços será compensada por uma mudança proporcional na taxa nominal de câmbio, para que a PPC seja mantida, e conseqüentemente, o câmbio real permanecerá constante. Matematicamente, se $S_t = P_t/P_t^*$ (ou $1/S_t = P_t^*/P_t$) e a taxa de câmbio real for $Q_t = S_t (P_t^*/P_t)$, tem-se que $Q_t = S_t (1/S_t) = 1$. Como a taxa de câmbio real é constante e igual a 1 (quando a PPC é mantida), ao considerar-se tal expressão em sua forma logaritma tem-se:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* = 0 \quad (9)$$

Para encontrar a equação que representa o modelo monetário com preços flexíveis basta combinar as Equações (3) e (8), assim:

$$\begin{aligned} p_t - p_t^* &= (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \eta(i_t - i_t^*) \\ s_t &= p_t - p_t^* \\ s_t &= (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \eta(i_t - i_t^*) \end{aligned} \quad (10)$$

A Equação (10) representa o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis que assume a hipótese da condição da paridade do poder de compra (MACDONALD; TAYLOR, 1992; FRANKEL; ROSE, 1994). A diferença entre a Equação (5), que representa a abordagem monetária em sua forma mais geral, e a Equação (10) é que

esta última considera explicitamente a hipótese da condição de paridade do poder de compra. Deve-se considerar também que a Equação 10 está baseada nos três alicerces da abordagem monetária: equilíbrio do mercado monetário, do mercado de ativos e condições de equilíbrio do produto, sendo este postulado sob preços flexíveis, ou seja, considerando-se a hipótese da PPC.

A Equação (10) mostra que um aumento no diferencial da oferta de moeda em relação ao país estrangeiro, assim como um aumento no diferencial da taxa de juros leva a uma depreciação cambial, enquanto que um aumento no diferencial do produto causa uma apreciação cambial.

Um aumento na oferta nominal de moeda (m) é refletido de forma imediata sobre os preços (p), devido a sua flexibilidade e à teoria quantitativa da moeda, assim a oferta real ($m-p$) não se altera, pois a elevação de m é compensada por uma elevação na mesma proporção do nível de preços, mantendo o equilíbrio no mercado monetário. Intuitivamente, se a quantidade de moeda da economia aumentar sem que se aumente a produção, os preços aumentarão, levando via PPC, a uma depreciação cambial.

Um aumento no diferencial a favor da renda doméstica implica em um aumento na demanda transacional por moeda. Para manter o equilíbrio do mercado monetário os preços, por serem considerados totalmente flexíveis, diminuem na mesma proporção que o aumento da renda. Isto acontece porque a produção aumentou sem que houvesse um aumento na quantidade de moeda. Com a diminuição dos preços, e levando em consideração a PPC, ocorre uma apreciação na taxa de câmbio.

A resposta da taxa de câmbio a mudanças no diferencial da taxa de juros é exatamente inversa à resposta da taxa de câmbio a mudanças no diferencial da renda (MACDONALD; TAYLOR, 1992). Uma elevação no diferencial da taxa de juros, implica numa diminuição da demanda especulativa por moeda, uma vez que o custo de oportunidade de manter moeda se

e elevará. Assim, com uma menor quantidade de moeda em circulação e uma mesma quantidade de produto, os preços se elevarão, depreciando o câmbio.

O modelo monetário com preços flexíveis – Equação (10) – representa a estrutura básica da abordagem monetária, porém tal modelo é construído em cima de hipóteses⁵ geralmente muito fortes (BARNETT; KWAG, 2005), sendo a hipótese da paridade do poder de compra a mais criticada. De acordo com Dornbusch (1985), não existe objeção teórica à PPC, porém o mesmo não se pode afirmar em termos empíricos, uma vez que os preços dos bens podem diferir entre variadas localidades num dado ponto do tempo. Além disso, não se pode deixar de levar em consideração a questão dos custos de transporte e outros obstáculos ao livre comércio entre os países (DORNBUSCH, 1985; TAYLOR; TAYLOR, 2004). A PPC possui outra limitação empírica, não podendo ser aplicada a todos os bens da economia, pois existem os bens não-comercializáveis (*non-tradables*) que não estão sujeitos à arbitragem, ou seja, podem ter preços diferentes entre os países (ROSSI, 1996).

Rossi (1991) testa a validade de duas teorias acerca da determinação da taxa de câmbio, a paridade do poder de compra e a paridade não coberta de juros. Para tanto, utilizou a técnica de co-integração chegando à conclusão de que para o Brasil, no período entre 1980 e 1988, os resultados a cerca da PPC não são conclusivos e que a teoria da paridade não coberta de juros não pode ser rejeitada.

Menezes e Resende (1996) testam a validade da hipótese da PPC para o Brasil no período entre 1870 até 1906, período este em que as restrições de comércio eram leves e que as taxas de câmbio eram flexíveis. Foi utilizada a técnica econométrica de co-integração chegando à conclusão de que não há evidência empírica para a PPC no Brasil no período em questão.

⁵ Condições de equilíbrio do mercado monetário, a condição da paridade não-coberta de juros e a paridade do poder de compra.

Lima, Vasconcelos e Vasconcelos (1999) realizam um teste empírico para a validade da hipótese da PPC para a economia brasileira no período de 1980 a 1994. Através da utilização de técnica de co-integração, os autores concluíram que para o período em questão a hipótese da PPC se mantém.

Os estudos citados acerca dos testes empíricos para a verificação da validade da PPC para o Brasil, em diferentes períodos, mostram a falta de consenso nos resultados encontrados. Assim, a hipótese da PPC para o caso brasileiro não pode ser prontamente rejeitada, logo a verificação empírica para o Brasil do modelo monetário com preços flexíveis (que leva em consideração esta hipótese) é pertinente.

Pelo fato da PPC não ser válida no curto prazo, uma vez que eventos macroeconômicos de curto prazo podem causar flutuações na taxa de câmbio real ao longo do tempo (FRANKEL; ROSE, 1994), outros modelos foram formulados relaxando e modificando algumas hipóteses da estrutura inicial da abordagem monetária com preços flexíveis, como por exemplo, o modelo monetário com preços rígidos, que será apresentado na próxima seção.

1.2.2. O Modelo Monetário com Preços Rígidos

Uma importante hipótese do modelo monetário com preços flexíveis é que a condição da paridade do poder de compra é contínua ao longo do tempo. Obedecendo tal hipótese, a taxa de câmbio real não se altera de maneira permanente, por definição. Porém, observa-se que a taxa de câmbio real, de fato, flutua, provocando mudanças na competitividade dos países no cenário internacional (MACDONALD; TAYLOR, 1992). Uma redução da taxa real de câmbio, por exemplo, torna os produtos domésticos mais caros em comparação aos

produtos estrangeiros fazendo com que a competitividade da economia doméstica diminua no cenário internacional.

Com o intuito de considerar a flutuação da taxa real de câmbio dentro da abordagem monetária, surgiu a segunda geração do modelo monetário, iniciada por Dornbusch (1976) e representada pelo modelo com preços rígidos⁶. O modelo de Dornbusch (1976) permite a rigidez de preços no curto prazo e a ultrapassagem cambial (*overshooting*) em relação aos níveis de equilíbrio de longo prazo previstos pela PPC. De fato, a ultrapassagem da taxa de câmbio é uma consequência do ajustamento lento do nível de preços no curto prazo, da condição de paridade de juros e das condições de equilíbrio do mercado monetário. O processo de ultrapassagem da taxa de câmbio é descrito a seguir.

Um aumento não-antecipado da oferta nominal de moeda (m), com o nível de preços (p) rígido no curto prazo, elevará a oferta real de moeda ($m-p$), sendo necessário uma elevação da demanda real por moeda para manter o equilíbrio do mercado monetário. Com a hipótese adicional de que o produto também é rígido no curto prazo, será necessária uma redução da taxa de juros de forma a incentivar a demanda por moeda, equilibrando o mercado monetário. Mantidas as duas primeiras hipóteses⁷ fundamentais da abordagem monetária, com a taxa de juros doméstica mais baixa, os fluxos de investimentos estrangeiros para o país doméstico diminuirão, depreciando o câmbio nominal. Porém, como o nível de preços doméstico não se move instantaneamente em resposta a distúrbios monetários não antecipados, ocorre a ultrapassagem da taxa de câmbio em relação ao seu nível de longo prazo (FRENKEL; RODRIGUEZ, 1982; PAPELL, 1983; ROGOFF, 2001), ou seja:

$$S > P/P^* \quad (11)$$

⁶ Outros autores, como por exemplo, Frankel (1979) e Buiter e Miller (1981), forneceram variações para o modelo monetário com preços rígidos.

⁷ (i) equilíbrio do mercado monetário e (ii) a condição da paridade não-coberta de juros.

Considerando a paridade descoberta de juros, a redução dos juros domésticos será compensada por uma apreciação esperada da taxa de câmbio, equilibrando o mercado de títulos. Esta apreciação esperada da taxa de câmbio é aparentemente paradoxal, uma vez que o impacto de longo prazo de uma elevação da oferta da moeda leva a uma depreciação proporcional na taxa nominal de câmbio (ROGOFF, 2001). Porém, a depreciação inicial da taxa de câmbio, acima do nível de depreciação de longo prazo⁸, permite que exista uma apreciação cambial que fará com que os mercados monetário e de títulos se equilibrem simultaneamente (DORNBUSCH, 1976). A apreciação ocorre à medida que o nível de preços aumenta ao longo do tempo, o que ocasionará uma redução do estoque real de moeda. Assim, será necessário desestimular a demanda monetária, elevando a taxa de juros, que, por sua vez, favorecerá a entrada de recursos estrangeiros no país, levando a uma apreciação cambial.

Para representar o modelo de determinação da taxa de câmbio com rigidez de preços no curto prazo, admita primeiramente, que a demanda agregada é função do produto de equilíbrio de longo prazo (\bar{y}), da taxa de câmbio nominal (s), dos níveis de preço doméstico (p) e estrangeiro (p^*) e da taxa de câmbio real de longo prazo (\bar{q}), com δ representando um parâmetro positivo (ROGOFF, 2001).

$$y_t = \bar{y}_t + \delta(s_t + p^* - p_t - \bar{q}) \quad (12)$$

Dado que a taxa real de câmbio é igual a $q_t = s_t - p_t + p_t^*$, a demanda agregada pode ser representada por $y_t = \bar{y}_t + \delta(q_t - \bar{q})$, ou em termos de desvios:

$$y_t - \bar{y}_t = \delta(q_t - \bar{q}) \quad (13)$$

⁸ Ultrapassagem da taxa de câmbio (*overshooting*).

Como no modelo monetário com preços rígidos ajustes instantâneos no nível de preços domésticos não são possíveis, de forma a equilibrar a demanda e a oferta agregada, o produto pode apresentar desvios em relação ao seu nível de longo prazo. A Equação (13) mostra que o desvio do produto em relação a seu nível de longo prazo é uma função crescente do desvio da taxa de câmbio real em relação ao seu nível de equilíbrio.

A inflação é o segundo ponto a ser observado para encontrar a equação que representa o modelo monetário com preços rígidos, ela é considerada como sendo uma função crescente dos desvios do produto em relação ao seu nível de longo prazo (Equação 14) (FRANKEL; ROSE, 1994). Um excesso de oferta agregada implicará numa pressão sobre os preços de forma a restabelecer o equilíbrio entre a demanda e a oferta agregada⁹. Deve-se notar que o efeito do desvio do produto sobre o nível de preços não se faz sentir no mesmo momento, devido à rigidez dos preços no curto prazo. Desvios do produto no passado ocasionam mudanças de preços no presente:

$$\Delta p_t - \Delta \tilde{p}_t = \psi (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) \quad (14)$$

Onde $\tilde{p}_t \equiv s_t + p_t^* - \bar{q}$ representa o logaritmo do nível de preços que deveria prevalecer quando o produto atinge o seu nível de longo prazo e ψ representa um parâmetro positivo. Pelo fato do \bar{q} não variar por definição, tem-se que $\Delta \tilde{p}_t = \Delta s_t + \Delta p_t^*$, enquanto que $\Delta p_t = \Delta s_t + \Delta p_t^* - \Delta q_t$. Rearranjando estas duas equações de forma a isolar a variação da taxa de câmbio nominal, obtem-se:

⁹ Esse processo pode ser interpretado da seguinte forma: se os produtores desejarem aumentar sua produção, será necessário contratar mais trabalhadores, o que reduzirá o desemprego. Dessa forma, os trabalhadores passarão a exigir maiores salários, que implicarão no aumento nos custos de produção. O nível de preços, por sua vez, se elevará à medida que os produtores repassarem o aumento dos custos para os preços de seus produtos.

$$\Delta s_t = \Delta \tilde{p}_t - \Delta p_t^* \quad (15a)$$

$$\Delta s_t = \Delta p_t - \Delta p_t^* + \Delta q_t \quad (15b)$$

Pode-se observar que quando o produto encontra-se em seu nível de longo prazo (Equação 15a), a variação da taxa de câmbio depende unicamente da variação dos níveis de preço doméstico e estrangeiro. Porém, se o produto não estiver em seu nível de longo prazo, a variação da taxa de câmbio dependerá, além das variações nos preços internos e externos, da variação da taxa real de câmbio.

Defasando em um período a Equação (13), que representa a relação de demanda agregada, obtem-se $y_{t-1} - \bar{y}_{t-1} = \delta(q_{t-1} - \bar{q})$ e substituindo esse resultado na Equação (14), que representa a relação de oferta agregada, tem-se que $\Delta p_t - \Delta \tilde{p}_t = \psi \delta(q_{t-1} - \bar{q})$. Substituindo os valores de Δp_t e $\Delta \tilde{p}_t$ na expressão anterior, obtem-se:

$$\Delta q_t = -\psi \delta(q_{t-1} - \bar{q}) \quad (16)$$

A intuição por trás da Equação (16) é bastante simples indicando que se a taxa de câmbio real convergir para seu nível de longo prazo (\bar{q}), as variações da taxa real de câmbio no presente (Δq_t) serão inversamente proporcionais aos desvios da taxa real de câmbio no período passado, q_{t-1} , em relação ao seu nível de equilíbrio de longo prazo, \bar{q} ¹⁰ (FRANKEL; ROSE, 1994). Isto ocorre da seguinte forma, um aumento no desvio da taxa real de câmbio no período $t-1$ em relação a sua taxa de equilíbrio no longo prazo conduz, via demanda agregada (Equação 13), a um aumento do desvio do produto no período $t-1$ em relação ao

¹⁰ Por exemplo, se a taxa de câmbio em $t-1$ estiver acima da taxa de longo-prazo, $q_{t-1} > \bar{q}$, e a mesma tender para o equilíbrio, a variação no tempo t , representada por $\Delta q_t = q_t - q_{t-1}$, será negativa.

seu nível de equilíbrio. Este aumento leva, via oferta agregada (Equação 14), a um aumento da variação do nível de preços no período t , fazendo com que os produtos domésticos se tornem mais caros em relação aos estrangeiros, o que implica numa apreciação da taxa real de câmbio.

Reunindo a demanda relativa real por moeda (Equação 3) com a expressão $\Delta p_t = \Delta s_t + \Delta p_t^* - \Delta q_t$, tem-se:

$$\Delta s_t = (\Delta m_t - \Delta m_t^*) - \phi(\Delta y_t - \Delta y_t^*) + \eta(\Delta i_t - \Delta i_t^*) + \Delta q_t \quad (17)$$

A Equação (17) representa o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com preços rígidos. Ela mostra que a variação na taxa nominal de câmbio é função da variação do diferencial da oferta de moeda doméstica em relação à estrangeira, da variação do diferencial do produto doméstico em relação ao produto estrangeiro e da variação do diferencial da taxa de juros doméstica em relação à estrangeira e é função crescente da variação da taxa real de câmbio.

A relação da variação do diferencial da oferta de moeda doméstica em relação a estrangeira com a variação da taxa nominal de câmbio é explicada pelo *overshooting*, assim um aumento não antecipado na oferta de moeda faz com que o câmbio, no primeiro momento, ultrapasse seu nível de longo prazo, e num segundo momento aprecie convergindo para o equilíbrio.

Um aumento da variação do diferencial da renda doméstica em relação a renda estrangeira, considerando preços rígidos no curto prazo, implicará num aumento na demanda transacional por moeda. Para manter o equilíbrio do mercado monetário, a taxa de juros nominal aumentará e, por sua vez, atrairá recursos externos para o país doméstico, apreciando a taxa de câmbio e equilibrando o mercado de títulos.

Um aumento da variação do diferencial da taxa de juros atrai investimentos externos para o país, causando uma apreciação da moeda doméstica. Assim, no modelo de preços rígidos tem-se uma relação negativa entre a taxa de câmbio e a variação do diferencial da taxa de juros explicada pela paridade não coberta de juros (FRANKEL, 1979).

Um aumento na variação da taxa real de câmbio eleva a demanda por bens domésticos, pois estes se tornam mais baratos em relação aos bens estrangeiros. Devido a rigidez dos preços no curto prazo, o aumento da demanda por bens domésticos eleva o nível de preços somente no período seguinte. À medida que o nível de preço doméstico aumenta, em relação ao nível de preço estrangeiro, a demanda pelos bens domésticos diminuirá e a demanda por bens estrangeiros aumentará, o que ocasionará uma elevação da demanda por moeda estrangeira, depreciando a taxa de câmbio nominal.

O modelo monetário de preços rígidos se iguala ao modelo monetário com preços flexíveis se $\delta=0$ ou $\psi=0$, pois a taxa de câmbio real não variaria ao longo do tempo (Equação 16). Porém, se $\delta > 0$ e $\psi > 0$, poderá haver desvios de curto prazo em relação à paridade do poder de compra relativo¹¹.

Em síntese, o modelo monetário com preços flexíveis se embasa nas hipóteses da paridade do poder de compra, da existência de demandas estáveis por moeda doméstica e externa e na paridade não-coberta de juros. Assumindo a PPC em sua forma contínua, a taxa real de câmbio não pode variar por definição. O modelo monetário com preços rígidos considera a possibilidade da variação da taxa real de câmbio, devido à ultrapassagem da taxa de câmbio, que é uma consequência do ajustamento lento do nível de preços no curto prazo.

Por assumir a hipótese da PPC, e por esta ser considerada uma relação de longo-prazo (TAYLOR, 1995; ROSSI, 1996), o modelo monetário com preços flexíveis pode ser

¹¹ A PPC relativa afirma que a mudança percentual na taxa de câmbio entre as moedas de dois países é igual à diferença entre as mudanças percentuais de seus níveis de preço. Dessa forma, a PPC absoluta trata as variáveis em nível, a PPC relativa trata as variáveis em termos de variação percentual.

analisado como um modelo de longo prazo, logo, é construído a partir de variáveis em nível, como indicado pela Equação (10). Enquanto que o modelo com preços rígidos, por assumir rigidez de preços no curto prazo, pode ser considerado um modelo de curto prazo, podendo ser construído a partir de variáveis em primeira diferença, como indicado pela Equação (17).

As mudanças de longo prazo no nível de uma série temporal são representadas por uma tendência (MAKRIDAKIS; WHEELWRIGHT; HYNDMAN, 1997). Como a utilização das variáveis em primeira diferença retira a tendência de longo prazo das mesmas (MORETTIN; TOLOI, 2006), a análise do modelo de determinação da taxa de câmbio com preços rígidos, ao contrário do modelo com preços flexíveis, passa a ser de curto prazo.

Para o estudo da determinação da taxa de câmbio, tanto com preços flexíveis quanto com preços rígidos, serão estimados vetores de co-integração, o que permitirá analisar como cada variável que constitui o modelo monetário determina a taxa de câmbio, ou seja, verificar se o diferencial da oferta de moeda, do produto e da taxa de juros em relação as suas contrapartidas estrangeiras e a taxa de câmbio real impactam positivamente ou negativamente sobre a taxa de câmbio nominal. O resultado das estimações de co-integração também é utilizado para verificar se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis que compõem estes modelos. Tal informação será implementada nas estimações de vetores auto-regressivos com o objetivo de analisar as inter-relações dinâmicas da taxa de câmbio com as variáveis que a determinam.

CAPÍTULO 2. METODOLOGIA DA PESQUISA

Este Capítulo apresenta a metodologia seguida para a avaliação empírica dos determinantes e da dinâmica da taxa de câmbio. A Seção 2.1. introduz a importância da análise de auto-regressão vetorial para a obtenção dos resultados desta dissertação, a Seção 2.2. estuda os procedimentos preliminares para a correta especificação e estimação dos modelos VAR, como os testes de raiz unitária e de co-integração, a Seção 2.3. mostra a especificação econométrica dos modelos da abordagem monetária e, finalmente a Seção 2.4. detalha a base de dados utilizada.

2.1. Auto-Regressão Vetorial (VAR)

Na literatura econômica, muitos autores, tais como Sarno, Valente e Wohar (2003), Engel e West (2004), e Altavilla e De Grauwe (2006), utilizam os modelos VAR para realizarem estudos empíricos sobre a taxa de câmbio. Por exemplo, Branson (1983), observa que a auto-regressão vetorial é uma técnica útil para a realização do estudo das relações entre a taxa de câmbio e as variáveis que a determinam, tais como, moeda, taxa de juros, produção industrial, entre outras.

Como o modelo de auto-regressão vetorial (VAR) proporciona uma maneira de analisar de que forma choques exógenos em uma variável afetam, de forma dinâmica, uma outra variável, tal modelo se mostra o mais adequado para o estudo empírico da dinâmica da taxa de câmbio proposto por esta pesquisa. Por exemplo, através do VAR, pode-se observar o comportamento da taxa de câmbio em resposta a choques em variáveis como estoque de moeda, taxa de juros, renda e câmbio real, simultaneamente e contemporaneamente.

Segundo Enders (2004), o modelo econométrico VAR é útil para analisar as inter-relações entre múltiplas séries temporais, partindo do pressuposto de que todas as variáveis são determinadas dentro de um sistema de equações (variáveis determinadas endogenamente).

As variáveis que compõem os modelos monetários, tanto com preços flexíveis quanto com preços rígidos, possuem inter-relações entre si. Como por exemplo, a oferta de moeda é função da taxa de juros e da renda; a renda é influenciada pela taxa de juros; o câmbio real é diretamente relacionado com o produto, dentre outras relações. Assim, como o VAR trata todas as variáveis de forma simétrica, este método se mostra, mais uma vez, adequado para a estimação destes modelos.

Simplificando¹² a abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio de forma que a variável câmbio seja determinada somente pelos juros e por ela mesma, tanto no período presente quanto no passado e, que a taxa de juros seja determinada pela taxa de câmbio e por ela mesma, também tanto no período presente quanto no passado, tem-se:

$$s_t = b_{10} - b_{12}i_t + \gamma_{11}s_{t-1} + \gamma_{12}i_{t-1} + \varepsilon_{st} \quad (18a)$$

$$i_t = b_{20} - b_{21}s_t + \gamma_{21}s_{t-1} + \gamma_{22}i_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (18b)$$

É necessário assumir que tanto a variável taxa de câmbio (s) quanto a variável taxa de juros (i) são estacionárias e que ε_{st} e ε_{it} são distúrbios com ruído branco e não-correlacionados (i.i.d.). As Equações (18a) e (18b) podem ser representadas matricialmente da seguinte forma:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

¹² A título de simplificação para expor e justificar o uso dos modelos de vetores auto-regressivos. Posteriormente, no momento da estimação dos modelos, serão acrescentadas as demais variáveis.

$$\text{Onde } \mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} ; \mathbf{x}_t = \begin{bmatrix} s_t \\ i_t \end{bmatrix} ; \mathbf{\Gamma}_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} ; \mathbf{\Gamma}_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} ; \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}.$$

A Equação (18a) mostra que a taxa de câmbio é afetada por ela mesma, no período passado, e pela taxa de juros, tanto no presente quanto no passado. Onde, o parâmetro $-b_{12}$ representa o impacto contemporâneo da mudança de uma unidade na taxa de juros (i_t) sobre a taxa de câmbio (s_t), o parâmetro γ_{11} indica como uma mudança na taxa de câmbio no passado afeta a mesma no período presente, e o parâmetro γ_{12} mostra o efeito da mudança nos juros no passado (i_{t-1}) sobre a taxa de câmbio no tempo presente (s_t). A análise da Equação (18b) é feita de forma análoga.

Os termos ε_{st} e ε_{it} representam os choques (ou, equivalentemente, inovações) no câmbio (s_t) e nos juros (i_t) respectivamente. Se o parâmetro b_{21} não for igual a zero, ε_{st} tem um efeito indireto em i_t , e se b_{12} não for igual a zero, ε_{it} tem um efeito indireto em s_t .

Nas Equações (18a) e (18b) as variáveis câmbio e juros afetam uma a outra de forma contemporânea, nesse caso diz-se que o VAR está representado em sua forma primitiva. Porém, o modelo VAR, na sua forma primitiva, não pode ser diretamente estimado através do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) devido ao *feedback* inerente a um processo auto-regressivo vetorial (ENDERS, 2004).

A conversão do VAR da sua forma primitiva para a forma padrão (ou reduzida), permite a utilização do MQO para estimar os parâmetros do modelo. Pré-multiplicando a Equação (18) por \mathbf{B}^{-1} , ou seja, $\mathbf{B}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{x}_t = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_1\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$, chega-se a forma padrão do VAR:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (20)$$

Onde $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$, $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ e $x_t = [s_t \ y_t]'$. Uma diferença entre a representação do VAR na sua forma primitiva e na forma padrão é o fato de que, nesta última, as variáveis não dependem de forma contemporânea uma da outra. Este artifício algébrico elimina o problema do *feedback* entre as variáveis. A representação não-matricial da forma padrão é dada por:

$$s_t = a_{10} + a_{11}s_{t-1} + a_{12}i_{t-1} + e_{1t} \quad (20a)$$

$$i_t = a_{20} + a_{21}s_{t-1} + a_{22}i_{t-1} + e_{2t} \quad (20b)$$

Observando as Equações (20a) e (20b), percebe-se que a representação do VAR na forma reduzida possui apenas variáveis pré-determinadas do lado direito das equações, o que torna possível a aplicação do MQO para a estimação dos parâmetros do modelo. Em relação aos termos de erros (e_{1t} e e_{2t}), tem-se que estes são composições dos dois choques ε_{yt} e ε_{zt} . Se for considerado que ε_{yt} e ε_{zt} são processos ruído-branco, tem-se que tanto e_{1t} quanto e_{2t} tem média zero, variância constante e são individualmente e serialmente não correlacionados.

Após a estimação do VAR na forma padrão, é necessário que se faça a identificação dos parâmetros originais do modelo (b_{10} , b_{12} , γ_{11} , γ_{12} , b_{20} , b_{21} , γ_{21} e γ_{22}), porém, se não forem impostas restrições sobre os coeficientes do VAR primitivo, não será possível recuperar toda a informação do modelo original [Equações (18a) e (18b)] através das estimativas do modelo reduzido [Equações (19a) e (19b)] (ENDERS, 2004).

Para fazer a identificação dos parâmetros Sims (1980) propôs a introdução de restrições no sistema primitivo, como por exemplo, considerar que os juros tenham um efeito contemporâneo sobre a taxa de câmbio, mas que esta taxa não tenha efeitos contemporâneos sobre os juros, ou seja, $b_{21} = 0$:

$$s_t = b_{10} - b_{12}i_t + \gamma_{11}s_{t-1} + \gamma_{12}i_{t-1} + \varepsilon_{st} \quad (21a)$$

$$i_t = b_{20} + \gamma_{21}s_{t-1} + \gamma_{22}i_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (21b)$$

Se o sistema VAR tiver p equações, então serão necessárias $(p^2-p)/2$ restrições para tornar tal sistema identificado. Nota-se, através da Equação (21a), que tanto ε_{st} quanto ε_{it} impactam no tempo presente o valor de s_t , e, de acordo com a Equação (21b), somente ε_{it} impacta i_t de forma contemporânea. Observa-se também, ao admitir-se $b_{21} = 0$, que os valores de e_{2t} são completamente atribuídos a choques em ε_{it} . A decomposição dos resíduos nessa forma é chamada de decomposição de Choleski.

Ao restringir o sistema, a decomposição de Choleski faz com que um choque ε_{st} não tenha efeito direto em i_t , porém, existe o efeito indireto em i_t através dos valores defasados de s_t . Enders (2004) observa que deve haver uma razão teórica para supor que uma variável não tenha efeito contemporâneo sobre outra, caso contrário, a ordenação de Choleski pode mostrar-se inconsistente com a teoria econômica.

Para atingir os objetivos da pesquisa, além da estimação do VAR, optou-se pela análise do estudo do comportamento da taxa de câmbio envolvendo a verificação das inter-relações dinâmicas entre esta taxa e as variáveis que a determinam. A representação do VAR através do vetor de média móvel (VMA)¹³ expressa, no exemplo em questão, as variáveis taxa de câmbio e taxa de juros em termos de valores presente e passado dos dois choques ε_{st} e ε_{it} . Esta representação permite que se obtenham as funções de impulso-resposta, ou seja, permite que se analise o comportamento dinâmico das variáveis em resposta aos choques estruturais no vetor ε_t . O VMA pode ser representado da seguinte forma:

¹³ A transformação do VAR para o VMA encontra-se em Enders (2004).

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (22)$$

Onde $\mu = \begin{bmatrix} \bar{s} \\ \bar{i} \end{bmatrix}$ e $\phi_1 = \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix}$

Os quatro conjuntos de coeficientes $\phi_{11}(i)$, $\phi_{12}(i)$, $\phi_{21}(i)$ e $\phi_{22}(i)$ são chamados de funções de impulso-resposta. O coeficiente $\phi_{12}(0)$, por exemplo, é o impacto instantâneo a mudança de uma unidade em ε_{it} sobre s_t . As funções de impulso-resposta fornecem uma maneira de representar o comportamento de s_t e i_t em resposta a vários choques.

Porém, quando se deseja estudar, por exemplo, se o choque ε_{st} explica a variância do erro de previsão de s_t , pode-se utilizar a técnica da decomposição da variância. Através dela, nota-se que é possível decompor a variância do erro da previsão de n períodos adiante proporcionalmente a cada choque. Cabe ressaltar que se o choque ε_{it} não explica nada da variância do erro de previsão de s_t em todos os horizontes de previsão, pode-se dizer que s_t é exógena ao modelo.

2.2. Procedimentos Econométricos

Antes da aplicação da metodologia VAR é necessário realizar alguns procedimentos de séries temporais fundamentais para a estimação do modelo, tais como, a verificação da estacionariedade das séries e o teste de co-integração.

2.2.1. Teste de Raiz Unitária

O primeiro procedimento envolvido no estudo de séries temporais é a verificação da estacionariedade das séries, ou seja, se esta apresenta média e variância constantes e covariância entre dois períodos de tempo dependente apenas da distância entre estes períodos (ENDERS, 2004), ou seja:

$$E(Y_t) = \mu \quad (23)$$

$$\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (24)$$

$$\text{cov} = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (25)$$

Quando a série temporal é estacionária (sem tendência), os choques dados nesta série são necessariamente temporários, fazendo com que a série retorne para seu nível de longo prazo. Porém, quando a série é não-estacionária (possuindo tendência estocástica ou determinística), os efeitos dos choques são permanentes e, no longo prazo, tem-se a possibilidade de não-convergência da série (ENDERS, 2004).

O teste de Dickey-Fuller testa a hipótese nula de que existe uma raiz unitária em y , ou seja, testa se a_1 (da equação $y_t = a_1 y_{t-1} + u_t$) é igual a 1. Se a hipótese nula for rejeitada, então tem-se que a série temporal é estacionária. Uma maneira alternativa de analisar tal teste é subtrair y_{t-1} de cada lado da equação, reescrevendo-a da seguinte forma: $\Delta y_t = (a_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$. Igualando o termo $(a_1 - 1)$ a γ , tem-se: $\Delta y_t = (\gamma)y_{t-1} + \varepsilon_t$. Agora, a hipótese nula, de que existe raiz unitária, é $\gamma = 0$. Comparando a estatística t calculada com a estatística τ de Dickey-Fuller pode-se determinar se a hipótese nula deve ser aceita ou rejeitada.

O teste de Dickey-Fuller considera três diferentes equações de regressão que podem ser utilizadas para testar a presença de uma raiz unitária (ENDERS, 2004):

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (28)$$

As três regressões diferem no que diz respeito à presença dos elementos determinísticos a_0 e $a_2 t$. A primeira equação é o modelo puro de passeio aleatório, à segunda é acrescentada o intercepto ou termo “*drift*” e a terceira equação inclui tanto o “*drift*” quanto a tendência temporal linear. Existe também o teste de Dickey-Fuller ampliado que é representado pela equação:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (29)$$

Este teste é utilizado quando o termo de erro ε_t é auto-correlacionado. Para eliminar a auto-correlação serial do resíduo deve-se inserir um número de termos de diferenças defasados que seja suficiente para tornar ε_t não auto-correlacionado.

2.2.2. Teste de Co-Integração

A co-integração mostra que é possível que se tenha uma combinação linear de variáveis integradas que seja estacionária. (ENDERS, 2004). A verificação da presença de co-integração entre as variáveis é a segunda observação importante a ser considerada neste

estudo de séries temporais. Se as séries utilizadas para determinação da taxa de câmbio forem ditas co-integradas, então apresentarão uma relação de equilíbrio de longo-prazo.

A existência desta relação de equilíbrio de longo-prazo entre as variáveis mostra que estas não podem ter uma trajetória independente uma da outra. Por isso, deve-se incluir esta informação na estimação do VAR, para que o modelo possa ser submetido à correção de erros (VEC). O teorema da representação de Granger diz que se um modelo de correção de erros para variáveis I(1) (e não para variáveis estacionárias em nível) necessariamente implica em co-integração, a existência de co-integração implica em correção de erro (ENDERS, 2004). Dessa forma, o teste de co-integração é fundamental para a escolha entre os modelos VAR ou VEC.

Existem diversas abordagens para verificar a presença da co-integração, sendo as mais utilizadas as de Engle-Granger (1987) e Johansen (1988). De acordo com a abordagem de Engle-Granger, uma condição para que um conjunto de variáveis sejam co-integradas é a de que as mesmas sejam integradas de mesma ordem d (com $d > 1$) e que exista uma combinação destas variáveis que seja estacionária (ENDERS, 2004; HANSEN; JUSELIUS, 1994). Pela metodologia de Johansen e Juselius, para que exista co-integração é necessário que em um conjunto de variáveis não-estacionárias ao menos duas destas sejam integradas de ordem 1 (HANSEN; JUSELIUS, 1994). Para a verificação prática da existência de co-integração através dessa metodologia é preciso interpretar as seguintes estatísticas de testes:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Onde $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características (autovalores) obtidos da matriz estimada de coeficientes e T é o número de observações utilizáveis.

A primeira estatística, $\lambda_{\text{traço}}(r)$, testa a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração distintos é menor ou igual a r contra uma hipótese alternativa geral (ENDERS, 2004). Por exemplo, testa a hipótese nula de que existe apenas um vetor de co-integração ($r \leq 1$) contra a hipótese alternativa de que existe mais de um vetor de co-integração ($r > 1$). A segunda estatística, $\lambda_{\text{max}}(r, r+1)$, testa a hipótese nula de que o número de vetores cointegrantes é r contra a hipótese alternativa de que existem $r+1$ vetores de co-integração (ENDERS, 2004). Por exemplo, a estatística $\lambda_{\text{max}}(0,1)$ testa a hipótese de que não existem vetores de co-integração ($r = 0$) contra a hipótese de que existe um único vetor de co-integração ($r = 1$). Assim, equivalentemente, a estatística $\lambda_{\text{max}}(1,2)$ testa a hipótese de que existe um único vetor de co-integração ($r = 1$) contra a hipótese de que existem dois vetores de co-integração.

2.3. Especificação Econométrica dos Modelos

O estudo das abordagens de determinação da taxa de câmbio (base teórico-econômica), em conjunto com os procedimentos de séries temporais apresentados (base teórico-econométrica), permite a realização e a análise das estimações para o estudo empírico da determinação da taxa de câmbio no Brasil, proposto por esta pesquisa.

Como já discutido no Capítulo 1, a abordagem monetária possui duas formulações principais para a determinação da taxa de câmbio. Na primeira, denominada de modelo monetário com preços flexíveis, representada pela Equação (10), a taxa de câmbio é determinada pela diferença entre a oferta de moeda doméstica e a oferta de moeda estrangeira, pela diferença entre a taxa de juros doméstica e a estrangeira e pela diferença do produto

doméstico e do produto estrangeiro. Assim, o sistema VAR a ser estimado, baseado neste modelo, é especificado da seguinte forma:

▪ Modelo 1 – Abordagem Monetária com Preços Flexíveis

$$s_t = f[\underbrace{(m_t - m_t^*)}_{\hat{m}_t}, \underbrace{(y_t - y_t^*)}_{\hat{y}_t}, \underbrace{(i_t - i_t^*)}_{\hat{i}_t}]$$

$$s_t = b_{10} + b_{11}\hat{m}_{t-i} + b_{12}\hat{y}_{t-i} + b_{13}\hat{i}_{t-i} + b_{14}s_{t-k} + \gamma_{11}D + \varepsilon_s$$

$$\hat{m}_t = b_{20} + b_{21}\hat{m}_{t-k} + b_{22}\hat{y}_{t-i} + b_{23}\hat{i}_{t-i} + b_{24}s_{t-i} + \gamma_{21}D + \varepsilon_{\hat{m}}$$

$$\hat{y}_t = b_{30} + b_{31}\hat{m}_{t-i} + b_{32}\hat{y}_{t-k} + b_{33}\hat{i}_{t-i} + b_{34}s_{t-i} + \gamma_{31}D + \varepsilon_{\hat{y}}$$

$$\hat{i}_t = b_{40} + b_{41}\hat{m}_{t-i} + b_{42}\hat{y}_{t-i} + b_{43}\hat{i}_{t-k} + b_{44}s_{t-i} + \gamma_{41}D + \varepsilon_{\hat{i}}$$
(30)

com: $k = 1, 2, 3, \dots, p$ e $i = 0, 1, 2, \dots, p$. Onde: s_t representa o logaritmo da taxa nominal de câmbio; \hat{m}_t representa o logaritmo da diferença entre a oferta de moeda doméstica e a oferta de moeda estrangeira; \hat{y}_t representa o logaritmo da diferença entre o produto doméstico e o estrangeiro e \hat{i}_t representa a diferença entre as taxas de juros interna e externa. As variáveis ε_s , $\varepsilon_{\hat{m}}$, $\varepsilon_{\hat{y}}$ e $\varepsilon_{\hat{i}}$ são erros do tipo ruído branco que representam choques relacionados a s_t , \hat{m}_t , \hat{y}_t , \hat{i}_t , respectivamente. O vetor D é composto pelas variáveis *dummies* que assumem valores iguais a 0 para regime de câmbio fixo e iguais a 1 para regime de câmbio flutuante.

Na segunda formulação, denominada de modelo monetário com preços rígidos, representada pela Equação (17), a taxa de câmbio é determinada também pela taxa de câmbio real. O modelo VEC a ser estimado é representado por:

- Modelo 2 – Abordagem Monetária com Preços Rígidos

$$\Delta s_t = f[\underbrace{(\Delta m_t - \Delta m_t^*)}_{\Delta \hat{m}_t}, \underbrace{(\Delta y_t - \Delta y_t^*)}_{\Delta \hat{y}_t}, \underbrace{(\Delta i_t - \Delta i_t^*)}_{\Delta \hat{i}_t}, \Delta q_t]$$

$$\begin{aligned} \Delta s_t &= b_{10} + b_{11}\Delta \hat{m}_{t-i} + b_{12}\Delta \hat{y}_{t-i} + b_{13}\Delta \hat{i}_{t-i} + b_{14}\Delta q_{t-i} + b_{15}\Delta s_{t-k} + \gamma_{11}D + \varepsilon_{\Delta s} \\ \Delta \hat{m}_t &= b_{20} + b_{21}\Delta \hat{m}_{t-k} + b_{22}\Delta \hat{y}_{t-i} + b_{23}\Delta \hat{i}_{t-i} + b_{24}\Delta q_{t-i} + b_{25}\Delta s_{t-i} + \gamma_{21}D + \varepsilon_{\Delta \hat{m}} \\ \Delta \hat{y}_t &= b_{30} + b_{31}\Delta \hat{m}_{t-i} + b_{32}\Delta \hat{y}_{t-k} + b_{33}\Delta \hat{i}_{t-i} + b_{34}\Delta q_{t-i} + b_{35}\Delta s_{t-i} + \gamma_{31}D + \varepsilon_{\Delta \hat{y}} \\ \Delta \hat{i}_t &= b_{40} + b_{41}\Delta \hat{m}_{t-i} + b_{42}\Delta \hat{y}_{t-i} + b_{43}\Delta \hat{i}_{t-k} + b_{44}\Delta q_{t-i} + b_{45}\Delta s_{t-i} + \gamma_{41}D + \varepsilon_{\Delta \hat{i}} \\ \Delta q_t &= b_{50} + b_{51}\Delta \hat{m}_{t-i} + b_{52}\Delta \hat{y}_{t-i} + b_{53}\Delta \hat{i}_{t-i} + b_{54}\Delta q_{t-k} + b_{55}\Delta s_{t-i} + \gamma_{41}D + \varepsilon_{\Delta q} \end{aligned} \quad (31)$$

com: $k = 1, 2, 3, \dots, p$ e $i = 0, 1, 2, \dots, p$ e Δq_t representando o logaritmo da taxa real de câmbio.

2.4. Dados Utilizados

Nesta Seção são especificadas variáveis macroeconômicas de cada modelo de determinação da taxa de câmbio a ser estimado, bem como suas fontes. Para tanto, seguiu-se as especificações das variáveis de Rossi (1996), que estudou o modelo monetário da taxa de câmbio para o Brasil no período compreendido entre 1980 e 1994 (ou seja, pré-Plano Real).

Para a taxa de câmbio nominal foi utilizado o câmbio comercial médio para venda (R\$/US\$) obtido junto ao Banco Central do Brasil, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP), e para a taxa de câmbio real utilizou-se a taxa de câmbio efetiva (calculada pelo IPCA), obtida junto ao Banco Central do Brasil.

Para a oferta de moeda nacional foi utilizado o M1 média dessazonalizado (US\$ bilhões), divulgados pelo Banco Central do Brasil, Seção Moeda e Crédito (BCB Boletim/Moeda). Para a oferta de moeda estrangeira, utilizou-se o M1 norte-americano dessazonalizado (US\$ bilhões) fornecido pelo Federal Reserve Statistical Release.

Para a variável produto interno utilizou-se como proxy a produção industrial do Brasil dessazonalizada (índice dezembro 2005=100) calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (IBGE/PIM-PF). Já para o produto estrangeiro utilizou-se a produção industrial norte-americana dessazonalizada (índice dezembro 2005=100) obtida junto ao Fundo Monetário Internacional (International Financial Statistics).

A taxa de juros doméstica foi representada pela Taxa Overnight Selic (% a.m.) do Banco Central do Brasil, Seção Mercado financeiro e de capitais (BCB Boletim/Mercado Financeiro), enquanto que a taxa de juros estrangeira foi representada pela taxa dos fundos federais norte-americanos (% a.m.) fornecida pelo Fundo Monetário Internacional, (FMI/IFS – Internacional).

Utilizou-se uma variável *dummy* para captar a mudança no regime cambial brasileiro, assumindo o valor 0 para representar o regime de câmbio fixo e o valor 1 para o regime de câmbio flexível.

Os dados utilizados, para o período entre agosto de 1994 e dezembro de 2005 (período Pós-Real) têm frequência mensal e foram transformados em logaritmos para o ajustamento do modelo, com exceção das taxas de juros.

CAPÍTULO 3. RESULTADOS

Neste Capítulo são apresentados os resultados desta pesquisa, que estudou a determinação e a dinâmica da taxa de câmbio no Brasil, através da abordagem monetária, entre 1994 e 2005, com a utilização das técnicas de co-integração e auto-regressão vetorial. Na Seção 3.1. é apresentada a análise gráfica da taxa de câmbio nominal, bem como os testes de estacionariedade, tanto de cada variável individual (em nível e em primeira diferença), quanto das variáveis que foram construídas, denominadas de variáveis compostas (diferencial das variáveis domésticas em relação às variáveis estrangeiras) para a correta estimação dos modelos de determinação da taxa de câmbio. Na Seção 3.2. encontram-se os resultados do teste de co-integração e de vetores auto-regressivos para o modelo monetário com preços flexíveis, bem como o estudo das funções de impulso-resposta e decomposição da variância. Na Seção 3.3. o mesmo estudo é considerado para o modelo monetário com preços rígidos.

3.1. Análise das Variáveis

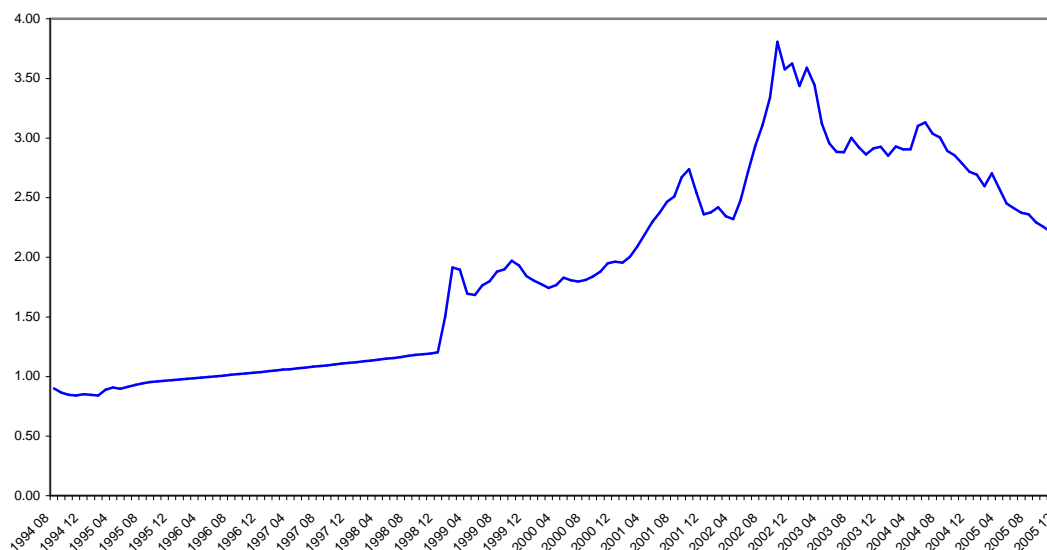
O Gráfico 1 apresenta a trajetória temporal da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$)¹⁴. Nota-se que até dezembro de 1998 o câmbio apresentou-se de forma mais estável, refletindo o regime cambial fixo adotado neste período. Porém, com o advento da crise cambial doméstica o governo adotou em janeiro de 1999 um regime cambial flutuante, permitindo maiores flutuações da taxa de câmbio (ARAÚJO; SILVEIRA FILHO, 2002; GOLDFAJN; MINELLA, 2005).

O processo de mudança do regime cambial fixo para o regime flutuante se deu num cenário de crises internacionais (como a crise asiática em 1997 e a crise Russa em 1998),

¹⁴ A trajetória temporal das variáveis determinantes da taxa de câmbio encontra-se no Apêndice B.

quando a entrada de capitais estrangeiros no Brasil reduziu-se drasticamente. Em adição a turbulência internacional, ainda em 1998, o Brasil sofreu um forte ataque especulativo contra o real, obrigando o Banco Central a utilizar suas reservas cambiais para tentar manter a taxa de câmbio fixa (dado que a entrada de capitais estrangeiros tinha sido reduzida). Em janeiro de 1999, o Banco Central anunciou a mudança do regime cambial.

GRÁFICO 1
Taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) - comercial - venda
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



Fonte: Banco Central do Brasil

A observação do Gráfico 1, que representa a trajetória da taxa nominal de câmbio, fornece uma primeira evidência de que esta série é não-estacionária, o que pode ser formalmente comprovado através do teste de Dickey-Fuller. Em adição ao estudo da variável taxa de câmbio nominal, foi realizado também, o estudo formal da estacionariedade para as demais séries que compõem o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio.

Para a realização do estudo da estacionariedade utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado na sua formulação com intercepto e tendência. A Tabela 1 apresenta os resultados

dos testes para cada uma das séries que compõem as variáveis determinantes do câmbio: taxa de câmbio nominal, oferta de moeda doméstica, oferta de moeda estrangeira, produção industrial doméstica, produção industrial estrangeira, taxa de juros interna, taxa de juros externa e taxa de câmbio real. A escolha do número ótimo de defasagens foi feito com base no critério de Schwarz¹⁵ (SBC), pois este se apresentou mais parcimonioso do que o critério Akaike (AIC). Assim, concluiu-se que, para a análise em nível, todas as séries apresentam raiz unitária, ou seja, são não estacionárias, enquanto que na análise em primeira diferença, as séries mostram-se estacionárias (com resíduos apresentando erro do tipo ruído-branco, pelo critério Ljung-Box-Pierce).

TABELA 1
Teste de verificação da estacionariedade das séries
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

Séries	Defasagens	Resultados do teste Dickey- Fuller Aumentado
		Com intercepto e com tendência
<u>Em nível</u>		
taxa de câmbio nominal	2	-0,75745
M1 (Brasil)	1	-1,77476
M1 (EUA)	0	-1,73510
produção industrial (Brasil)	0	-3,30930
produção industrial (EUA)	1	-1,56598
taxa de juros (Brasil)	0	-3,21809
taxa de juros (EUA)	2	-1,82087
taxa de câmbio real	2	-1,56952
<u>Em primeira diferença</u>		
taxa de câmbio nominal	1	-8,09429
M1 (Brasil)	1	-8,16298
M1 (EUA)	0	-12,84876
produção industrial (Brasil)	0	-13,71814
produção industrial (EUA)	0	-17,86643
taxa de juros (Brasil)	0	-12,16421
taxa de juros (EUA)	0	-5,77009
taxa de câmbio real	1	-8,12219

Nota: número de defasagens escolhido pelo critério SBC

Observação: valor crítico a 5% da estatística $\tau = -3,41000$ (com intercepto e com tendência).

¹⁵ De fato, conforme observa Enders (2004), o critério de Schwarz (SBC) seleciona modelos mais parcimoniosos do que o critério de Akaike (AIC).

As variáveis que representam o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, tais como taxa de câmbio nominal (s), diferencial da oferta de moeda doméstica em relação à oferta de moeda estrangeira (\hat{m}), diferencial do produto doméstico em relação ao estrangeiro (\hat{y}), diferencial da taxa de juros doméstica em relação à estrangeira (\hat{i}) e taxa de câmbio real (q), são construídas com base nas variáveis descritas na Tabela 1. Dessa forma, ao estudar-se a questão da estacionariedade destas, será possível identificar a fonte da possível não estacionariedade das séries compostas ($\hat{m}, \hat{y}, \hat{i}$), por exemplo: se \hat{m} não apresentar estacionariedade e os testes indicarem que M1(Brasil) é estacionária enquanto que M1 (EUA) não é, então a fonte da não estacionariedade da série composta \hat{m} poderá ser originada do M1 (EUA).

As variáveis compostas são as utilizadas na modelagem do VAR, portanto também é necessário realizar o estudo da estacionariedade para estas séries. Assim, se a série composta for considerada estacionária, choques exógenos terão efeitos transitórios, e se forem consideradas não estacionárias, os choques terão efeitos permanentes.

A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária para cada série composta, tanto em nível quanto em primeira diferença. Foi verificado, através do teste de Ljung-Box-Pierce, que os resíduos das estimações do teste ADF são do tipo ruído-branco. Os resultados mostram que as séries em estudo são não-estacionárias, quando analisadas em nível, e são estacionárias quando analisadas em suas primeiras diferenças.

TABELA 2
 Teste de verificação da estacionariedade das séries compostas
 (dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

Séries	Defasagens	Resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado
		Com intercepto e com tendência
Em nível		
\hat{m}	1	-1,90059
\hat{y}	0	-2,23385
\hat{i}	0	-3.1821
Em primeira diferença		
$\Delta\hat{m}$	0	-8,31151
$\Delta\hat{y}$	0	-14,35438
$\Delta\hat{i}$	0	-12,10438

Nota: número de defasagens escolhido pelo critério SBC

Observação: valor crítico a 5% da estatística $\tau = -3,41000$ (com intercepto e com tendência).

3.2. Modelo Monetário com Preços Flexíveis

A co-integração permite a verificação da relação de equilíbrio de longo prazo entre a taxa nominal de câmbio e as variáveis que a determinam. Para a constatação da presença de co-integração entre as variáveis que compõem o modelo monetário com preços flexíveis, foi utilizado o teste de co-integração de Johansen e Juselius. A Tabela 3 apresenta os resultados deste teste.

TABELA 3
 Teste de co-integração de Johansen-Juselius: modelo com preços flexíveis
 (dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Valor Calculado	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 10%
Testes $\lambda_{\text{traço}}$				
$r = 0$	$r > 0$	59,45	53,12	49,65
$r \leq 1$	$r > 1$	33,46	34,91	32,00
$r \leq 2$	$r > 2$	12,15	19,96	17,85
$r \leq 3$	$r > 3$	5,13	9,24	7,52
Testes λ_{max}				
$r = 0$	$r = 1$	25,98	28,14	25,56
$r = 1$	$r = 2$	21,31	22,00	19,77
$r = 2$	$r = 3$	7,03	15,67	13,75
$r = 3$	$r = 4$	5,13	9,24	7,52

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa. Valores críticos de Osterwald-Lenum.

O teste de co-integração de Johansen e Juselius permite que se encontre o número de vetores de co-integração. Utilizando-se a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, testa-se a hipótese nula da não existência de co-integração contra a hipótese alternativa da existência de co-integração. A estatística $\lambda_{\text{traço}}$ calculada (59,45) é maior que o valor crítico a 5% (53,12), indicando que existe um vetor de co-integração. Em seguida, testa-se a hipótese de que $r \leq 1$ contra a hipótese alternativa de que $r > 1$, ou seja, de que existe mais de um vetor de co-integração. Neste teste a estatística $\lambda_{\text{traço}}$ calculada (33,46) não excedeu o valor crítico a 5% (34,91), indicando que existe apenas um vetor de co-integração.

Além da estatística $\lambda_{\text{traço}}$, pode-se utilizar a estatística λ_{max} para a verificação da existência de relação de co-integração entre as variáveis taxa de câmbio nominal (s), diferencial da oferta de moeda em relação à oferta de moeda estrangeira (\hat{m}), diferencial do produto doméstico em relação ao produto estrangeiro (\hat{y}) e o diferencial entre as taxas de juros doméstica e estrangeira (\hat{i}).

Ao testar-se a hipótese de que não existe co-integração ($r = 0$) contra a hipótese de que existe um vetor co-integrante ($r = 1$), a estatística λ_{max} calculada (25,98) aceita a 5% a hipótese nula de que $r = 0$. Porém, quando se compara a estatística λ_{max} calculada (25,98) com o valor tabelado a 10% (25,56), observa-se que a hipótese nula passa a ser rejeitada de forma que, assim como no teste através de $\lambda_{\text{traço}}$, existe co-integração, ou seja, existe uma relação de longo-prazo entre as variáveis em questão.

O vetor de co-integração estimado $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$ com uma constante incluída é dado por:

$$\beta = \begin{pmatrix} 1,000 & -12,651 & 76,233 & -16,248 & 14,094 \\ s & \hat{m} & \hat{y} & \hat{i} & \text{constante} \end{pmatrix}$$

$$s_t = -14,094 + 12,651\hat{m}_t - 76,233\hat{y}_t + 16,248\hat{i}_t \quad (32)$$

A Equação (32) representa a relação de longo-prazo entre a taxa de câmbio e seus determinantes no modelo monetário com preços flexíveis. Pode-se observar que os sinais dos parâmetros estimados coincidem com o previsto pela teoria monetária, assim o diferencial da oferta de moeda bem como o diferencial da taxa de juros impactam positivamente no câmbio, enquanto que um aumento no diferencial do produto impacta de forma inversa na taxa de câmbio.

A dinâmica da taxa de câmbio é analisada através da estimação do modelo VAR. Para tanto, primeiramente é necessário escolher o número ótimo de defasagens das variáveis que compõem o modelo. Através, tanto do critério SBC quanto do teste de razão de verossimilhança, escolheu-se duas defasagens para cada variável do VAR.

O estudo da causalidade de Granger mostrou que a um nível de significância de 5%, a variável taxa nominal de câmbio causa, no sentido de Granger, ela mesma; que a variável oferta de moeda causa, no sentido de Granger, ela mesma; que a variável taxa de juros causa, no sentido de Granger, apenas ela mesma e; que a variável produção causa, no sentido de Granger a variável juros e ela mesma.

O teste de causalidade de Granger não foi conclusivo para a ordenação das variáveis na decomposição de choleski, assim, para a correta identificação do modelo, foram realizadas restrições ao modelo VAR (Equação 30), utilizando uma ordem de causalidade teórica das variáveis macroeconômicas. Dado que o diferencial da oferta de moeda \hat{m} é função do diferencial do produto \hat{y} e do diferencial da taxa de juros \hat{i} (Equação 3), e que a taxa de câmbio nominal é determinada pelos diferenciais da taxa de juros \hat{i} , do produto \hat{y} e da oferta de moeda \hat{m} (Equação 10), a decomposição de Choleski pode ser feita da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ 0 & 1 & b_{23} & b_{24} \\ 0 & 0 & 1 & b_{34} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_t \\ \widehat{m}_t \\ \widehat{y}_t \\ \widehat{i}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{s_t} \\ \varepsilon_{\widehat{m}_t} \\ \varepsilon_{\widehat{y}_t} \\ \varepsilon_{\widehat{i}_t} \end{bmatrix} \quad (33)$$

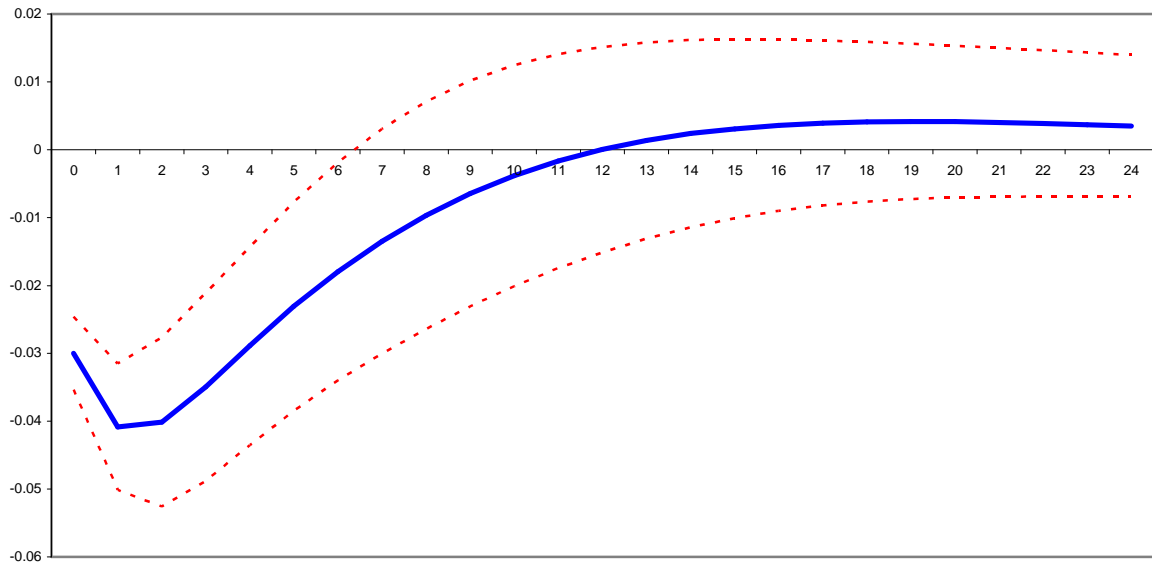
A matriz (33) mostra que ε_{s_t} , $\varepsilon_{\widehat{m}_t}$, $\varepsilon_{\widehat{y}_t}$, e $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ impactam de forma contemporânea, na variável s_t ; $\varepsilon_{\widehat{m}_t}$, $\varepsilon_{\widehat{y}_t}$, e $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ impactam de forma contemporânea em \widehat{m}_t ; $\varepsilon_{\widehat{y}_t}$ e $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ impactam de forma contemporânea em \widehat{y}_t e, finalmente, $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ impacta de forma contemporânea em \widehat{i}_t .

A partir da ordenação de Choleski foram traçadas as funções de impulso-resposta para a avaliação da dinâmica da taxa nominal de câmbio em resposta a choques nas variáveis que compõem o modelo monetário com preços flexíveis¹⁶.

O Gráfico 2 apresenta a função impulso-resposta para um choque de 1 desvio padrão na oferta de moeda e seu efeito na variável câmbio nominal nos primeiros 24 períodos (meses) seguintes ao choque inicial. O resultado mostra que o impacto inicial sobre o câmbio é negativo, porém em um horizonte de tempo mais longo, após o décimo segundo período, este resultado se inverte tornando-se compatível com o resultado teórico do modelo da determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis, que diz que um aumento no diferencial da oferta de moeda em relação à oferta de moeda estrangeira (\widehat{m}) implica em uma depreciação cambial.

¹⁶ O resultado da estimação do VAR e a análise residual gráfica dos seus resíduos encontram-se no Apêndice C.

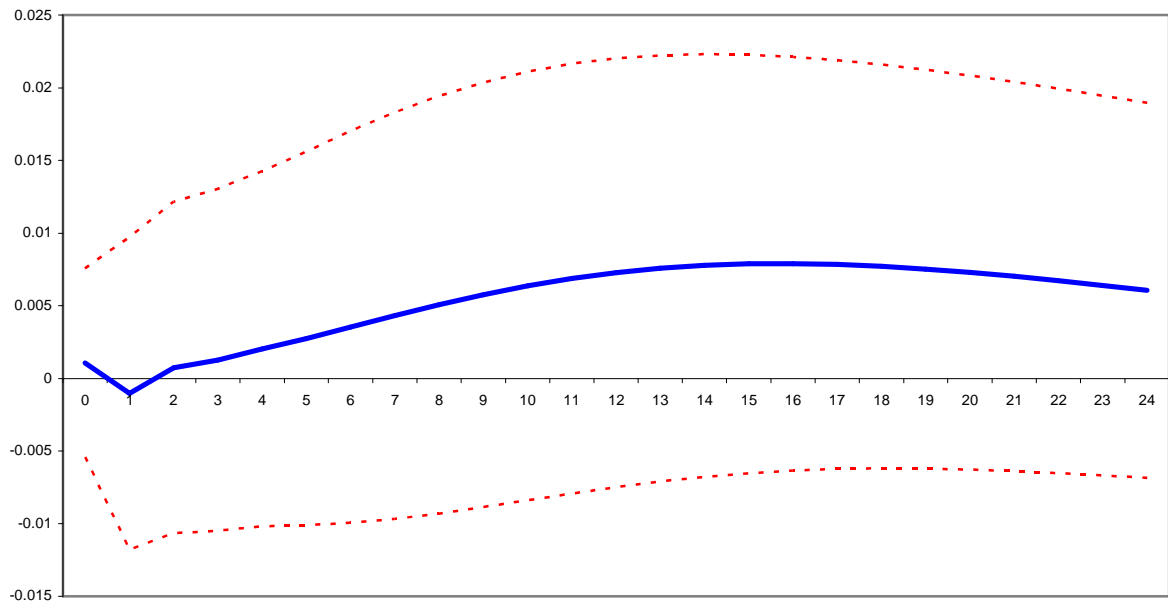
GRÁFICO 2
Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ \hat{m} ”
(choque de 1 desvio padrão)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

O Gráfico 3 representa a função impulso-resposta para o choque na produção e a resposta da taxa nominal de câmbio. A teoria de determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis diz que um aumento no diferencial do produto em relação ao produto externo causa uma apreciação cambial. Porém, para o caso empírico brasileiro, nota-se que apenas no primeiro momento após o choque, a taxa de câmbio aprecia, e no horizonte de longo prazo, a taxa de câmbio nominal converge para um valor positivo.

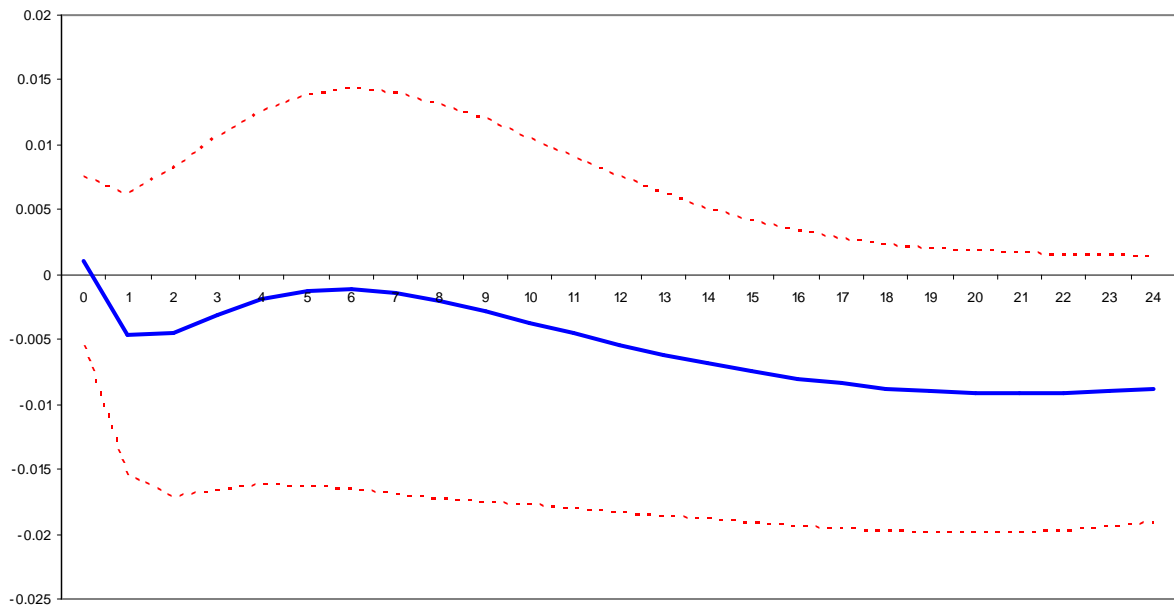
GRÁFICO 3
Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ \hat{y} ”
(choque de 1 desvio padrão)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

O Gráfico 4 representa a função impulso-resposta para um choque de 1 desvio padrão na variável taxa de juros e a resposta da variável câmbio nominal. Apenas no momento inicial ao choque, a taxa de câmbio deprecia, relação indicada pela teoria de determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis, porém esse resultado já se inverte no primeiro período após o choque, apresentando uma apreciação permanente.

GRÁFICO 4
Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ \hat{i} ”
(choque de 1 desvio padrão)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de câmbio se encontram na Tabela 4. Tal decomposição permite a verificação do poder explanatório de cada variável do modelo sobre a taxa de câmbio. A variável composta oferta de moeda é a que possui maior valor explicativo sobre o erro de previsão da taxa de câmbio, quando comparado com as demais variáveis. A variável câmbio nominal possui valor explicativo sobre o erro de previsão dela mesma entre 36,44% e 42,63%. As variáveis compostas taxa de juros e produção são as que possuem menor poder explicativo, chegando a representar, no máximo, 5,5% a variância do erro de previsão do câmbio.

TABELA 4
 Decomposição da variância – câmbio (preços flexíveis)
 (dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

Período	erro padrão	\hat{i}_t	\hat{y}_t	\hat{m}_t	s_t
1	0.036275	0.081	0.079	63.391	36.448
2	0.060596	0.580	0.056	64.764	34.600
4	0.087702	0.634	0.053	65.034	34.279
6	0.099873	0.533	0.149	62.853	36.465
8	0.105881	0.503	0.389	60.080	39.028
10	0.109310	0.566	0.821	57.416	41.197
12	0.111738	0.794	1.436	55.076	42.694
14	0.113838	1.244	2.170	53.077	43.509
16	0.115837	1.917	2.940	51.366	43.777
18	0.117763	2.759	3.669	49.892	43.681
20	0.119574	3.691	4.308	48.616	43.386
22	0.121222	4.636	4.836	47.515	43.013
24	0.122676	5.537	5.251	46.575	42.637

Fonte: Cálculos do autor a partir de dados da pesquisa

O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis mostra que a taxa de câmbio nominal é determinada pela diferença entre a oferta de moeda doméstica e a estrangeira, pela diferença entre o produto interno e o externo e pela diferença da taxa de juros interna e externa. A análise de co-integração permitiu verificar a existência de uma relação de longo-prazo entre estas variáveis, de acordo com a sugestão teórica, enquanto que a análise através das funções de impulso-resposta mostrou que apenas a dinâmica da taxa de câmbio em relação a mudanças na oferta de moeda, foi condizente com a teoria.

3.3. Modelo Monetário com Preços Rígidos

Também foi realizado o teste de co-integração para o modelo monetário com preços rígidos, que considera as seguintes variáveis: taxa de câmbio nominal, diferença entre a oferta de moeda nacional e estrangeira, diferença entre a produção industrial doméstica e estrangeira, diferença entre a taxa de juros interna e externa, e taxa de câmbio real.

Os resultados da análise de co-integração, encontrados através das estatísticas λ_{\max} e $\lambda_{\text{traço}}$, são apresentados na Tabela 5, e indicam que as variáveis estudadas possuem uma relação de longo prazo, ou seja, que existe co-integração entre as variáveis.

TABELA 5
Teste de co-integração de Johansen-Juselius: modelo com preços rígidos
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Valor Calculado	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 10%
Testes $\lambda_{\text{traço}}$				
$r = 0$	$r > 0$	85,97	76,07	71,86
$r \leq 1$	$r > 1$	52,24	53,12	49,65
$r \leq 2$	$r > 2$	29,34	34,91	32,00
$r \leq 3$	$r > 3$	11,25	19,96	17,85
$r \leq 4$	$r > 4$	4,12	9,24	7,52
Testes λ_{\max}				
$r = 0$	$r = 1$	33,73	34,40	31,66
$r = 1$	$r = 2$	22,90	28,14	25,56
$r = 2$	$r = 3$	18,09	22,00	19,77
$r = 3$	$r = 4$	7,14	15,67	13,75
$r = 4$	$r = 5$	4,12	9,24	7,52

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa. Valores críticos de Osterwald-Lenum.

O vetor co-integrante é representado pela seguinte equação:

$$\beta = \begin{pmatrix} 1,000 & -0,359 & 1,324 & -0,343 & -1,262 & 1,595 \\ s & \hat{m} & \hat{y} & \hat{i} & q & \text{constante} \end{pmatrix}$$

$$\hat{s} = -1,595 + 0,359\hat{m} - 1,324\hat{y} + 0,343\hat{i} + 1,262q \quad (34)$$

A Equação (34) representa a relação de longo-prazo entre a taxa de câmbio e seus determinantes no modelo monetário com preços rígidos. Pode-se observar que os sinais dos parâmetros estimados coincidem com o previsto pela teoria monetária.

O modelo monetário com preços rígidos, por ser considerado de curto prazo, é representado por um modelo em primeira diferença. Porém, como as variáveis apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, é necessário levar em consideração os desvios de curto prazo em relação a este equilíbrio de longo prazo. Isso é feito através da inclusão do termo de correção de erro. Assim, para a realização da análise da dinâmica da taxa de câmbio através das funções de impulso-resposta é estimado um modelo VAR com Correção de Erros (VEC) ¹⁷.

Através do critério SBC e do teste de razão de verossimilhança, foi escolhido o número ótimo de uma defasagem para cada variável do VEC. O estudo da causalidade de Granger mostrou que a um nível de significância de 5%, a variação da taxa de câmbio real causa, no sentido de Granger, a variação do câmbio nominal, a variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e estrangeira e ela mesma; que a variação da diferença entre a taxa de juros interna e externa causa, no sentido de Granger, a variação no câmbio nominal e a variação no câmbio real; que a variação do câmbio nominal causa, no sentido de Granger, a variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e estrangeira e a variação do câmbio real; que a variação da diferença entre a produção interna e externa causa, no sentido de Granger ela mesma e; que a variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e estrangeira causa no sentido de Granger, apenas ela mesma.

Para a identificação dos parâmetros do VEC, foi necessário impor restrições a este modelo (Equação 31), assim, com base no teste de causalidade de Granger realizou-se a decomposição de Choleski:

¹⁷ O resultado da estimação do VEC e a análise residual gráfica dos seus resíduos encontram-se no Apêndice D.

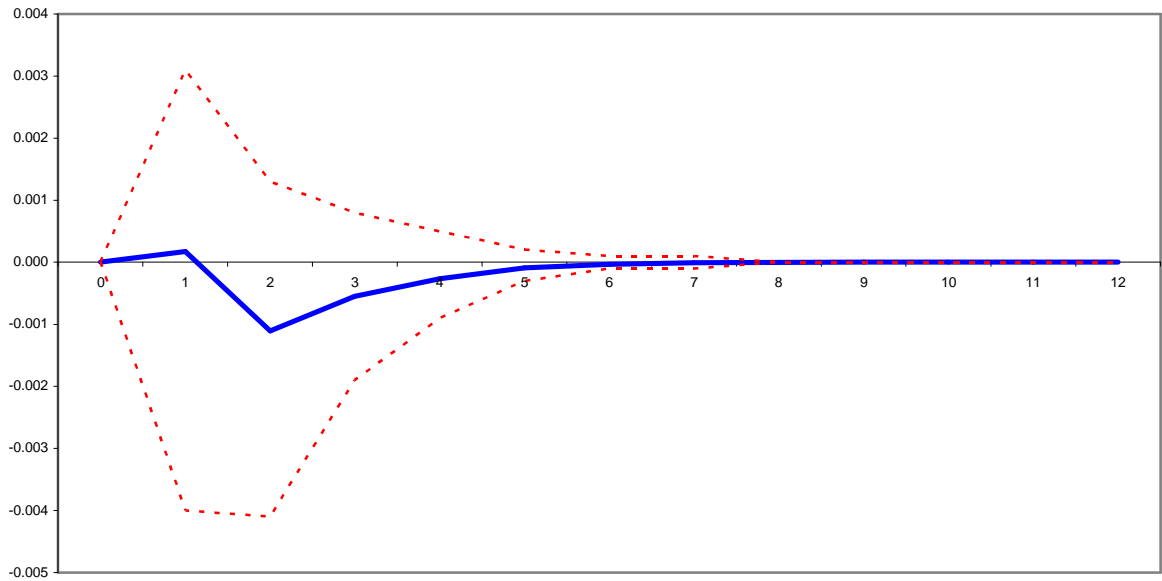
$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} \\ 0 & 1 & b_{23} & b_{24} & b_{25} \\ 0 & 0 & 1 & b_{34} & b_{35} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & b_{45} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \widehat{m}_t \\ \Delta \widehat{y}_t \\ \Delta s_t \\ \Delta \widehat{i}_t \\ \Delta q_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{\widehat{m}_t} \\ \varepsilon_{\widehat{y}_t} \\ \varepsilon_{s_t} \\ \varepsilon_{\widehat{i}_t} \\ \varepsilon_{q_t} \end{bmatrix} \quad (35)$$

A matriz (35) mostra que $\varepsilon_{\widehat{m}_t}$, $\varepsilon_{\widehat{y}_t}$, ε_{s_t} , $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ e ε_{q_t} impactam de forma contemporânea, a variável $\Delta \widehat{m}_t$; $\varepsilon_{\widehat{y}_t}$, ε_{s_t} , $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ e ε_{q_t} impactam de forma contemporânea em $\Delta \widehat{y}_t$; ε_{s_t} , $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ e ε_{q_t} impactam de forma contemporânea em Δs_t ; $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ e ε_{q_t} impactam de forma contemporânea em $\Delta \widehat{i}_t$ e, finalmente, ε_{q_t} impacta de forma contemporânea a variável Δq_t .

A partir da ordenação de Choleski foram traçadas as funções de impulso-resposta para a avaliação da dinâmica da taxa nominal de câmbio em resposta a choques nas variáveis que compõem o modelo monetário com preços rígidos.

O Gráfico 5 apresenta a função impulso-resposta para um choque de 1 desvio padrão na oferta de moeda e seu efeito na variável câmbio nominal nos primeiros 12 períodos (meses) seguintes ao choque inicial. O resultado mostra que existe um pequeno impacto positivo sobre o câmbio no primeiro período, o que é previsto pela teoria de determinação da taxa de câmbio em sua abordagem de preços rígidos, pois um impacto positivo na oferta de moeda com o nível de preço não respondendo instantaneamente a choques na oferta monetária, ocasiona uma depreciação inicial da taxa de câmbio, acima do nível de longo prazo (ultrapassagem cambial). Porém entre os meses 2 e 6 esse resultado se inverte, o que também é previsto pela teoria já que uma depreciação inicial acima do nível de longo prazo permite que exista uma apreciação da taxa de câmbio. Este resultado confirma a trajetória do câmbio prevista pelo *overshooting* no modelo monetário com preços rígidos proposto por Dornbusch (1976). A partir do oitavo mês, o efeito do choque se anula.

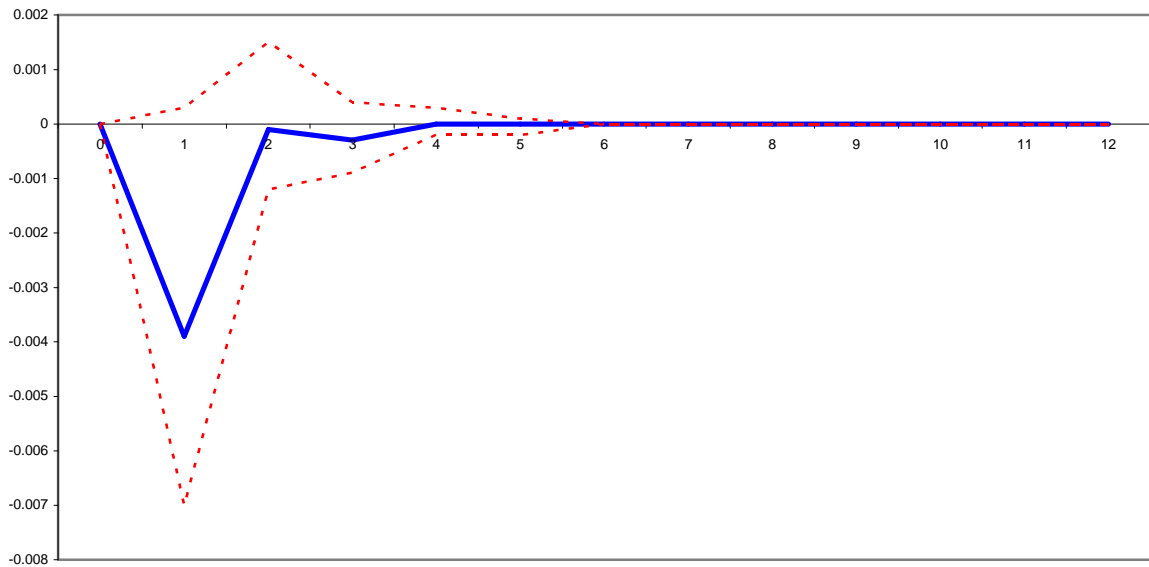
GRÁFICO 5
Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ $\Delta\hat{m}$ ”
(choque de 1 desvio padrão)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

O Gráfico 6 apresenta a resposta da taxa de câmbio a choques no produto. Um choque positivo no produto causa uma apreciação cambial durante os 4 primeiros meses após o choque inicial, corroborando com a teoria de determinação da taxa de câmbio através da análise dos preços rígidos. A relação entre o produto e a taxa de câmbio é inversa, pois um aumento no produto implicará no aumento da demanda transacional por moeda que desequilibrará o mercado monetário e, conseqüentemente provocará um aumento na taxa de juros. Este aumento atrairá recursos externos para o Brasil que fará com que o câmbio aprecie. A partir do sexto mês, o efeito inicial do choque se anula.

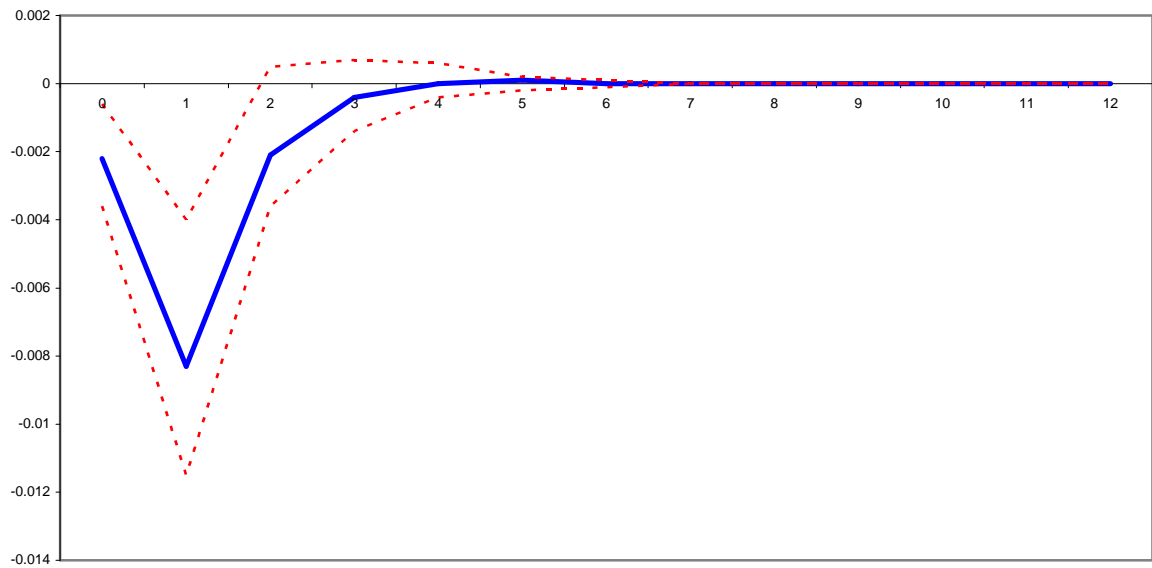
GRÁFICO 6
Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques no “ $\Delta\hat{y}_t$ ”
(choque de 1 desvio padrão)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

O Gráfico 7 apresenta a função impulso-resposta para um choque de 1 desvio padrão na taxa de juros e seu efeito na variável câmbio nos primeiros 12 períodos (meses) seguintes ao choque inicial. O resultado mostra que o aumento na taxa de juros inicialmente reduz a taxa de câmbio, e chega ao seu máximo efeito no primeiro mês após o choque. Entretanto, o efeito diminui a partir do segundo mês e, por volta do sexto mês, o efeito do choque inicial desaparece. A dinâmica da taxa de câmbio descrita nesta análise, condiz com a teoria da paridade não coberta de juros.

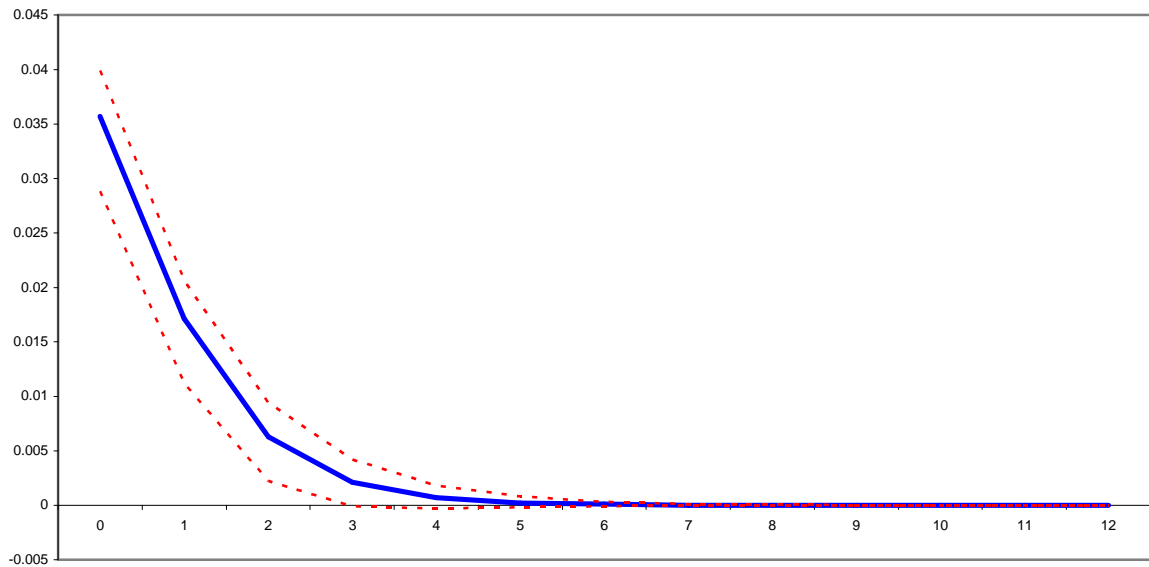
GRÁFICO 7
Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ $\Delta \hat{i}_t$ ”
(choque de 1 desvio padrão)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

O Gráfico 8 apresenta a função impulso-resposta para um choque de 1 desvio padrão na variação da taxa real de câmbio e seu efeito na variável câmbio nominal nos primeiros 12 períodos (meses) seguintes ao choque inicial. O resultado mostra que uma elevação (depreciação) na variação da taxa real de câmbio provoca uma elevação (depreciação) na taxa de câmbio nominal, o que é previsto pela abordagem monetária com preços rígidos, pois um aumento na variação da taxa real de câmbio eleva a demanda por bens domésticos, que por sua vez, aumenta o nível de preços doméstico, diminuindo a demanda pelos mesmos e aumentando a demanda por bens externos, depreciando a taxa de nominal de câmbio. O efeito do choque começa a desaparecer por volta do quinto mês.

GRÁFICO 8
Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques na “ Δq_t ”
(choque de 1 desvio padrão)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

A análise das funções de impulso-resposta permitiu a verificação da validade da teoria da determinação da taxa de câmbio com preços rígidos. Constatou-se que a dinâmica da taxa nominal de câmbio (R\$/US\$) obedece a sugestão teórica do modelo monetário com preços rígidos.

A avaliação empírica desta teoria também pode ser comprovada através da análise da decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de câmbio. A decomposição da variância permite a verificação do poder explanatório de cada variável do modelo sobre a taxa de câmbio. A Tabela 6 mostra a decomposição da variância para o câmbio, a estimativa do erro-padrão e a proporção desses erros atribuída a cada variável do modelo. A variação da oferta de moeda e a do produto são as variáveis que possui menor valor explicativo sobre o erro de previsão da taxa de câmbio quando comparado com as demais variáveis. Verifica-se que a variação da taxa de juros explica 4,18% da variância do erro de previsão da taxa de câmbio.

A variação da taxa de câmbio real, que é a variável adicional incluída no modelo monetário com preços rígidos, explica aproximadamente 86,46% do erro de previsão do câmbio nominal, o que torna evidente a importância do câmbio real na determinação da taxa de câmbio nominal.

TABELA 6
Decomposição da variância – câmbio (preços rígidos)
(dados mensais em primeira diferença – 1994:8 a 2005:12)

Período	erro padrão	Δq_t	$\Delta \hat{i}_t$	Δs_t	$\Delta \hat{y}_t$	$\Delta \hat{m}_t$
1	0.037566	90.19	0.329	9.48	0	0
2	0.042373	87.268	4.1	7.793	0.839	0
4	0.043158	86.515	4.191	8.397	0.816	0.082
6	0.043177	86.465	4.187	8.447	0.815	0.086
8	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086
10	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086
12	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086
14	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086
16	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086
18	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086
20	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086
22	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086
24	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086

Fonte: Cálculos do autor a partir de dados da pesquisa

O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com preços rígidos mostra que a variação da taxa de câmbio nominal é determinada pela variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e a estrangeira, pela variação da diferença entre o produto interno e o externo, pela variação da diferença da taxa de juros interna e externa e pela variação da taxa de câmbio real. A análise de co-integração permitiu verificar a existência de uma relação de longo-prazo entre estas variáveis, implicando na necessidade da inclusão do termo de correção de erros. A análise através das funções de impulso-resposta mostrou que a dinâmica da taxa de câmbio segue a sugestão teórica da abordagem monetária com preços rígidos.

CONCLUSÃO

Esta pesquisa procurou estudar a validade empírica da abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio em suas versões com preços flexíveis e com preços rígidos, através de técnicas de séries temporais, para o Brasil no período pós-plano Real. Tal abordagem foi construída sobre os alicerces de equilíbrio do mercado monetário, equilíbrio do mercado de títulos e, produto de equilíbrio postulado sob as hipóteses de preços flexíveis ou rígidos.

O modelo monetário com preços flexíveis, por ser baseado na hipótese da paridade do poder de compra (PPC), foi considerado um modelo de longo prazo. A taxa de câmbio nominal foi determinada pela diferença da oferta de moeda doméstica em relação a estrangeira, pela diferença da produção interna em relação à externa e pela diferença da taxa de juros interna em relação a taxa de juros externa. Por assumir a hipótese da PPC em sua forma contínua, a taxa de câmbio real não varia.

O modelo monetário com preços rígidos proposto por Dornbusch (1976) surgiu com o intuito de considerar flutuações da taxa de câmbio real e verificar a não validade da PPC no curto prazo. Para tanto foi permitido a rigidez de preços no curto prazo e a ultrapassagem da taxa de câmbio em relação aos níveis de equilíbrio de longo prazo previstos pela PPC. Assim, através do modelo monetário com preços rígidos, a variação da taxa de câmbio nominal foi determinada pela variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e a estrangeira, pela variação da diferença do produto doméstico e estrangeiro, pela variação da diferença da taxa de juros interna e externa e da variação da taxa de câmbio real.

Para a verificação empírica dos determinantes da taxa de câmbio foi utilizada a técnica de co-integração com o intuito de investigar a possível existência de um equilíbrio de longo-prazo entre as variáveis que determinam estes modelos. Para o estudo do modelo com preços

flexíveis, através da metodologia de Johansen e Juselius, a estatística $\lambda_{\text{traço}}$ indicou que a um nível de 5% de significância existe co-integração entre as variáveis taxa de câmbio nominal (s), diferencial da oferta de moeda em relação à oferta de moeda estrangeira (\hat{m}), diferencial do produto doméstico em relação ao produto estrangeiro (\hat{y}) e o diferencial entre as taxas de juros doméstica e estrangeira (\hat{i}). A estatística λ_{max} , a um nível de significância de 10% , também confirmou este resultado indicando que existe co-integração, ou seja, que existe uma relação de longo-prazo entre as variáveis em questão. Os coeficientes de longo prazo estimados apresentaram os sinais previstos pela teoria.

Os resultados encontrados em relação ao estudo de co-integração para o modelo monetário com preços rígidos através das estatísticas $\lambda_{\text{traço}}$ (a 5% de significância) e λ_{max} (a 10% de significância) indicaram que as variáveis estudadas possuem uma relação de longo prazo, ou seja, que existe co-integração. Os coeficientes de longo prazo estimados apresentaram os sinais previstos pela teoria.

Em relação a verificação empírica da dinâmica da taxa de câmbio, foram estimados modelos vetoriais auto-regressivos, com o objetivo de analisar a trajetória temporal do câmbio através das suas funções de impulso-resposta. Para o modelo monetário com preços flexíveis utilizou-se a especificação VAR com duas defasagens para cada variável em nível, enquanto que para o modelo monetário com preços rígidos utilizou-se a especificação VEC com apenas uma defasagem para cada variável em primeira diferença.

Quando analisado as funções de impulso-resposta para o modelo monetário com preços flexíveis conclui-se que, o choque na diferença entre a oferta de moeda doméstica e estrangeira causou apenas depois do décimo segundo período uma depreciação cambial. Levando em consideração que este modelo foi considerado de longo-prazo, o resultado se mostrou, após o décimo segundo período, de acordo com a teoria. Porém, em relação a um choque na diferença entre a produção industrial interna e externa, apenas no primeiro

momento após este choque, a taxa de câmbio seguiu a sugestão teórica, apreciando-se. Já um choque na diferença entre a taxa de juros interna e externa implicou, no primeiro momento, numa depreciação cambial, porém a dinâmica do câmbio se inverteu, tendo o mesmo apreciado-se de maneira permanente.

A análise das funções de impulso-resposta para o modelo monetário com preços rígidos, foi bastante satisfatória em relação à comprovação empírica do modelo teórico. Conclui-se que todas as variáveis que compõem este modelo afetaram a dinâmica da taxa nominal de câmbio da maneira esperada pela teoria, comprovando a validade empírica do modelo. Assim, o choque na variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e estrangeira provocou um pequeno impacto positivo sobre a taxa de câmbio mostrando que no momento inicial ao choque, quando os preços são considerados rígidos, ocorreu uma depreciação inicial da taxa de câmbio acima do nível de longo prazo, ou seja, ocorreu a ultrapassagem cambial. Posteriormente, o câmbio passou a apreciar, como também é previsto pela teoria e, a partir do oitavo mês, o choque inicial se anulou. O choque na variação da diferença entre a produção interna e externa causou uma apreciação cambial, o choque na variação da diferença entre a taxa de juros interna e externa inicialmente reduziu a taxa de câmbio, o que condiz com a teoria da paridade não coberta de juros e o choque na variação da taxa de câmbio real provocou uma elevação na taxa de câmbio nominal, mostrando que as duas taxas moveram-se no mesmo sentido. Ou seja, para todas as análises das funções de impulso-resposta deste modelo, pode-se concluir que a dinâmica da taxa de câmbio segue a sugestão teórica.

Em relação a inclusão da variável *dummy* para captar o efeito da mudança do regime cambial brasileiro, concluiu-se que, na estimação do modelo com preços flexíveis, a *dummy* influenciou significativamente o nível da taxa de câmbio nominal e da oferta de moeda.

Enquanto que no modelo monetário com preços rígidos, a *dummy* influenciou apenas o nível do produto.

Após diversas estimações e análise dos resultados encontrados para o Brasil no período posterior à implementação do plano Real, concluiu-se que tanto o modelo monetário com preços flexíveis quanto o modelo monetário com preços rígidos apresentaram uma relação de equilíbrio de longo-prazo. Porém apenas o modelo monetário com preços rígidos foi capaz de descrever a dinâmica da taxa de câmbio no Brasil, sob a ótica da teoria econômica.

REFERÊNCIAS

ALTAVILLA, Carlo; DE GRAUWE, Paul. **Forecasting and Combining Competing Models of Exchange Rate Determination**. CESifo Working Paper n.1747, CESifo GmbH, Munique, 2006.

ARAÚJO, Carlos Hamilton V.; SILVEIRA FILHO, Getúlio B. **Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2002. (Texto para Discussão 41).

BARNETT, William; KWAG, Chang Ho. **Exchange Rate Determination from Monetary Fundamentals: an Aggregation Theoretic Approach**. Working Papers Series In Theoretical And Applied Economics n. 200513, University of Kansas, Department of Economics, 2005.

BLANCHARD, Olivier Jean; FISCHER, Stanley. **Lectures on Macroeconomics**. Cambridge, MA: The MIT Press, 1989.

BRAGA, Ailton. **Determinantes da taxa de câmbio real, teoria e evidências empíricas: uma aplicação para o Brasil**. Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2003.

BRANSON, William H. **A Model of Exchange Rate Determination with Policy Reaction: Evidence from Monthly Data**. NBER Working Paper n.1135, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 1983.

BUITER, Willen H.; MILLER, Marcus. **Real Exchange Rate Overshooting and the Output Cost of Bringing Down Inflation**. NBER Working Paper n.749, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1981.

CHEUNG, Yin-Wong; CHINN, Menzie D.; PASCUAL, Antonio Garcia. **Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?** NBER Working Paper n. 9343, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 2002.

DOAN, Thomas A. **RATS User's Guide**. Evanston, IL., 2004.

DORNBUSCH, Rudiger. **Expectations and Exchange Rate Dynamics**. Journal of Political Economy, University of Chicago, v. 84, n. 6, p. 1161-1176, 1976.

DORNBUSCH, Rudiger. **Purchasing Power Parity**. NBER Working Paper n.1591, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1985.

DORNBUSCH, Rudiger. **Exchange Rates and Inflation**. Cambridge, MA: The MIT Press, 1988.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. New York, NY: John Wiley & Sons, 2004.

ENDERS, Walter. **RATS Handbook for Econometric Time Series**. New York, NY: John Wiley & Sons, 1996.

ENGEL, Charles; WEST, Kenneth D. **Exchange Rates and Fundamentals**. NBER Working Paper n.10723, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 2004.

ENGLE, Robert E. e GRANGER, Clive W. J. **Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing**. *Econometrica*, n.55, 251-276, 1987.

FAIR, Ray C. **Interest Rate and Exchange Rate Determination**. NBER Working Paper n.2105, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1986.

FRANKEL, Jeffrey A. **On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials**. *American Economic Review*, v. 69, p.610-622, 1979.

FRANKEL, Jeffrey A; ROSE, Andrew K. **A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates**. NBER Working Paper n.4865, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1994.

FRENKEL, Jacob A. **A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence**. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 78, p.200-224, 1976.

FRENKEL, Jacob A; RODRIGUEZ, Carlos A. **Exchange Rate Dynamics and the Overshooting Hypothesis**. NBER Working Paper n.832, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1982

GOLDFAJN, Ilán; MINELLA, André. **Capital Flows and Controls in Brazil: What Have We Learned?** NBER Working Paper n.11640, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 2005.

HANSEN, Henrik; JUSELIUS, Katarina. **CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series.** Copenhagen: Institute of Economics University of Copenhagen, 1994.

JOHANSEN, Soren. **Statistical Analysis of Cointegration Vectors.** Journal of Economic Dynamics and Control 12 (June-Sept), p. 231-54, 1988.

LAFRANCE, Robert; SCHEMBRI, Lawrence. **Purchasing-Power Parity: Definition, Measurement, and Interpretation.** Bank of Canada Review, Bank of Canada, p. 27-33, 2002.

LIMA, Ricardo C; Vasconcelos, Cláudio R. F.; Vasconcelos, Silvinha P. **Paridade do Poder de Compra: Um Teste de Co-integração para o Caso Brasileiro.** Revista Econômica do Nordeste. Fortaleza, CE, v. 30, n. Especial, p. 926-936, 1999.

MACDONALD, Ronald; TAYLOR, Mark P. **Exchange Rate Economics: A Survey.** IMF Staff Papers, International Monetary Fund, Washington, D.C., 1992.

MAKRIDAKIS, Spyros; WHEELWRIGHT, Steven C.; HYNDMAN, Rob J. **Forecasting: Methods and Applications.** New York, NY: John Wiley & Sons, 1997.

MARÇAL, Emerson F.; PEREIRA, Pedro L. V.; SANTOS FILHO, Otaviano C. **Paridade do poder de compra: testando dados brasileiros**. Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro, v. 57, n. 1, p.159-190, 2003.

MEESE, Richard A.; ROGOFF, Kenneth. **Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?** Journal of International Economics, v. 14, n. 1-2, p. 3-24, 1983.

MENEZES, Flávio M; RESENDE, Marcelo. **Testes de Co-integração da Paridade do Poder de Compra para a Economia Brasileira: 1870-1906**. Estudos Econômicos. São Paulo, SP, v. 26, n. 1, p. 51-62, 1996.

MORETTIN, Pedro A.; TOLOI, Clélia M. C. **Análise de Séries Temporais**. São Paulo, SP: Editora Edgar Blücher, 2006.

MUSSA, Michael. **The Exchange Rate, the Balance of Payments, and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating**. Scandinavian Journal of Economics, v. 78, p.229-248, 1976.

MUSSA, Michael. **Exchange Rate Dynamics**. Journal of Political Economy, University of Chicago, v. 90, n.1, p. 74-104, 1982.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. **Foundations of International Macroeconomics**. Cambridge, MA: The MIT Press, 1996.

OBSTFELD, Maurice; STOCKMAN, Alan C. **Exchange Rate Dynamics**. NBER Working Paper n.1230, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1983.

PAPELL, David H.. **Activist Monetary Policy and Exchange Rate Overshooting: The Deutsche Mark / Dollar Rate**. NBER Working Paper n.1195, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1983.

ROGOFF, Kenneth. **Dornbusch's Overshooting Model After Twenty-Five Years**. Second Annual Research Conference, Mundell-Fleming Lecture, International Monetary Fund, 2001.

ROMER, David. **Advanced Macroeconomics**. New York, NY: McGraw-Hill, 2001.

ROSSI, José W. **Determinação da Taxa de Câmbio: Testes Empíricos para o Brasil**. Pesquisa e Planejamento Econômico. Rio de Janeiro, RJ, v. 21, n. 2, p. 397-412, 1991.

ROSSI, José W. **O Modelo Monetário de Determinação da Taxa de Câmbio: Testes para o Brasil**. Pesquisa e Planejamento Econômico. Rio de Janeiro, RJ, v. 26, n. 2, p. 155-182, 1996.

SARNO, Lucio; VALENTE, Giorgio; WOHAR, Mark E. **Monetary Fundamentals and Exchange Rate Dynamics under Different Nominal Regimes**. CEPR Discussion Paper n.3983, Centre for Economic Policy Research, Londres, 2003.

SIMS, Christopher. **Macroeconomics and Reality**. Econometrica, n.48, p. 1-49, 1980.

TAYLOR, Alan M.; TAYLOR, Mark P. **The Purchasing Power Parity Debate**. NBER Working Paper n.10607, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 2004.

TAYLOR, Mark P. **The Economics of Exchange Rates**. Journal of Economic Literature. Pittsburgh, PA, v. 23, p. 13-47, 1995.

TAYLOR, Mark P. **Purchasing Power Parity**. Review of International Economics. Iowa: Iowa State University, v. 11, n. 3, p. 436-452, 2003.

VITEK, Francis. **The Exchange Rate Forecasting Puzzle**. International Finance 0509005, EconWPA, 2005.

APÊNDICE A – A Álgebra dos Modelos de Determinação da Taxa de Câmbio

Considera-se que a condição de equilíbrio do mercado monetário é dada por:

$$M_t/P_t = Y_t^\phi e^{-\eta i_t}$$

Aplicando logaritmo na equação acima,

$$\ln(M_t/P_t) = \ln(Y_t^\phi e^{-\eta i_t})$$

$$\ln(M_t) - \ln(P_t) = \ln(Y_t^\phi) + \ln(e^{-\eta i_t})$$

$$\ln(M_t) - \ln(P_t) = \phi \ln(Y_t) + \eta \ln(e^{-i_t})$$

$$\ln(M_t) - \ln(P_t) = \phi \ln(Y_t) + \eta(-i_t)$$

A representação dos logaritmos em letras minúsculas fornece a Equação (A1):

$$m_t - p_t = \phi y_t - \eta i_t \quad (A1)$$

Considera-se que a contrapartida estrangeira da condição de equilíbrio do mercado monetário é dada por:

$$m_t^* - p_t^* = \phi y_t^* - \eta i_t^* \quad (A2)$$

Subtraindo a Equação (A2) da Equação (A1), obtem-se a demanda relativa por moeda entre os dois países:

$$(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) = (\phi y_t - \eta i_t) - (\phi y_t^* - \eta i_t^*)$$

A equação acima pode ser rearranjada da seguinte forma:

$$(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) = \phi y_t - \eta i_t - \phi y_t^* + \eta i_t^*$$

$$(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) = \phi y_t - \phi y_t^* - \eta i_t + \eta i_t^*$$

Ao colocar-se os termos do lado direito em evidência, chega-se a oferta relativa de moeda, Equação (A3):

$$(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) = \phi(y_t - y_t^*) - \eta(i_t - i_t^*) \quad (A3)$$

Da condição de paridade não-coberta de juros tem-se:

$$i_t - i_t^* = E_t(\Delta s_{t+1}) \quad (A4)$$

Sabendo-se que a depreciação esperada é dada por:

$$E_t(\Delta s_{t+1}) = E_t s_{t+1} - s_t$$

Pode-se reescrever a condição de paridade não-coberta de juros da seguinte forma:

$$i_t - i_t^* = E_t s_{t+1} - s_t$$

Introduzindo a Equação (A4) na Equação (A3) obtém-se:

$$(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) = \phi(y_t - y_t^*) - \eta(E_t s_{t+1} - s_t)$$

Multiplicando ambos os lados por $1/\eta$,

$$\left[(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) \right] \times 1/\eta = \left[\phi(y_t - y_t^*) - \eta(E_t s_{t+1} - s_t) \right] \times 1/\eta$$

$$\left[(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) \right] \times 1/\eta = \left[\phi(y_t - y_t^*) \right] \times 1/\eta - (E_t s_{t+1} - s_t)$$

$$\left[(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) \right] \times 1/\eta = -(E_t s_{t+1} - s_t)$$

Rearranjando esse último termo chega-se a Equação (A5), que representa o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio em sua formulação mais geral:

$$s_t = \frac{1}{\eta} \left[(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) \right] + E_t(s_{t+1}) \quad (\text{A5})$$

• Modelo Monetário com Preços Flexíveis

Considerando-se a Equação (A3), reproduzida a seguir:

$$(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) = \phi(y_t - y_t^*) - \eta(i_t - i_t^*)$$

E que o Modelo Monetário com Preços Flexíveis tem como pressuposto a Condição de Paridade do Poder de Compra,

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (\text{A6})$$

Pode-se combinar as Equações (A3) e (A6) da seguinte forma:

$$\begin{aligned} (m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) &= \phi y_t - \phi y_t^* - \eta i_t + \eta i_t^* \\ m_t - m_t^* - p_t + p_t^* &= \phi(y_t - y_t^*) - \eta(i_t - i_t^*) \\ -m_t + m_t^* + p_t - p_t^* &= -\phi(y_t - y_t^*) + \eta(i_t - i_t^*) \\ p_t - p_t^* &= (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \eta(i_t - i_t^*) \\ s_t = p_t - p_t^* &= (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \eta(i_t - i_t^*) \end{aligned}$$

Assim, o Modelo Monetário com Preços Flexíveis pode ser representado por:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \eta(i_t - i_t^*) \quad (\text{A7})$$

A Equação (A7) também pode ser obtida a partir da Equação (A5), da seguinte forma:

$$s_t = \frac{1}{\eta} \left[(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) \right] + E_t(s_{t+1})$$

Que rearranjada fornece:

$$\eta s_t = \left[m_t - p_t - m_t^* + p_t^* - \phi(y_t - y_t^*) \right] + \eta E_t(s_{t+1})$$

$$\eta s_t = \left[-p_t + p_t^* + (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) \right] + \eta E_t(s_{t+1})$$

$$p_t - p_t^* = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \eta E_t(s_{t+1}) - \eta s_t$$

$$p_t - p_t^* = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \eta (E_t(s_{t+1}) - s_t)$$

$$p_t - p_t^* = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \eta (E_t(\Delta s_{t+1})) \quad (A8a)$$

Combinando a Equação (A4) com a Equação (A8a),

$$p_t - p_t^* = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \eta(i_t - i_t^*) \quad (A8b)$$

Se a PPC for mantida, de forma que $s_t = p_t - p_t^*$, a Equação (A5) passa a ser:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \eta(i_t - i_t^*) \quad (A9)$$

A Equação (A9) representa o Modelo de Determinação da Taxa de Câmbio com Preços Flexíveis.

• Modelo Monetário com Preços Rígidos

Considerando a taxa real de câmbio como sendo dada por:

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (\text{A10})$$

Rearranjando a Equação (A10) e a equação que representa o logaritmo do nível de preços que deveria prevalecer quando o produto atinge o equilíbrio de mercado e calculando as suas primeiras diferenças obtém-se:

$$p_t = s_t + p_t^* - q_t$$

$$\Delta p_t = (s_t + p_t^* - q_t) - (s_{t-1} + p_{t-1}^* - q_{t-1})$$

$$\Delta p_t = (s_t - s_{t-1} + p_t^* - p_{t-1}^* - q_t + q_{t-1})$$

$$\Delta p_t = \Delta s_t + \Delta p_t^* - \Delta q_t \quad (\text{A11})$$

$$\tilde{p}_t \equiv s_t + p_t^* - \bar{q}$$

$$\Delta \tilde{p}_t = (s_t + p_t^* - \bar{q}) - (s_{t-1} + p_{t-1}^* - \bar{q})$$

$$\Delta \tilde{p}_t = (s_t - s_{t-1} + p_t^* - p_{t-1}^* - \bar{q} + \bar{q})$$

$$\Delta \tilde{p}_t = \Delta s_t + \Delta p_t^* \quad (\text{A12})$$

Considerando a relação de demanda agregada indicada pela Equação (A13a),

$$y_t - \bar{y}_t = \delta(q_t - \bar{q}) \quad (\text{A13a})$$

Que defasada em 1 período fornece:

$$y_{t-1} - \bar{y}_{t-1} = \delta(q_{t-1} - \bar{q}) \quad (\text{A13b})$$

E a relação de oferta agregada

$$\Delta p_t - \Delta \tilde{p}_t = \psi(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) \quad (\text{A14})$$

Substituindo a Equação (A13b) na relação de oferta agregada,

$$\Delta p_t - \Delta \tilde{p}_t = \psi(\delta(q_{t-1} - \bar{q}))$$

$$\Delta p_t - \Delta \tilde{p}_t = \psi\delta(q_{t-1} - \bar{q}) \quad (\text{A15})$$

Ao substituir-se os valores de Δp_t e $\Delta \tilde{p}_t$ na Equação (A15), obtém-se:

$$(\Delta s_t + \Delta p_t^* - \Delta q_t) - (\Delta s_t + \Delta p_t^*) = \psi\delta(q_{t-1} - \bar{q})$$

$$-\Delta q_t = \psi\delta(q_{t-1} - \bar{q})$$

$$\Delta q_t = -\psi\delta(q_{t-1} - \bar{q}) \quad (\text{A16})$$

Calculando-se a primeira diferença das Equações (A1) e (A2):

$$m_t - p_t = \phi y_t - \eta i_t$$

$$\Delta m_t - \Delta p_t = \phi \Delta y_t - \eta \Delta i_t$$

$$m_t^* - p_t^* = \phi y_t^* - \eta i_t^*$$

$$\Delta m_t^* - \Delta p_t^* = \phi \Delta y_t^* - \eta \Delta i_t^*$$

Subtraindo a primeira diferença da Equação (A1) da primeira diferença da Equação (A2):

$$(\Delta m_t - \Delta p_t) - (\Delta m_t^* - \Delta p_t^*) = \phi(\Delta y_t - \Delta y_t^*) - \eta(\Delta i_t - \Delta i_t^*) \quad (\text{A17})$$

Finalmente, rearranjando a Equação (A11) e substituindo-a na Equação (A17):

$$\Delta p_t = \Delta s_t + \Delta p_t^* - \Delta q_t$$

$$\Delta p_t^* = \Delta p_t - \Delta s_t + \Delta q_t$$

$$(\Delta m_t - \Delta p_t) - (\Delta m_t^* - \Delta p_t + \Delta s_t - \Delta q_t) = \phi(\Delta y_t - \Delta y_t^*) - \eta(\Delta i_t - \Delta i_t^*)$$

$$\Delta m_t - \Delta p_t - \Delta m_t^* + \Delta p_t - \Delta s_t + \Delta q_t = \phi(\Delta y_t - \Delta y_t^*) - \eta(\Delta i_t - \Delta i_t^*)$$

$$(\Delta m_t - \Delta m_t^*) - \Delta s_t + \Delta q_t = \phi(\Delta y_t - \Delta y_t^*) - \eta(\Delta i_t - \Delta i_t^*)$$

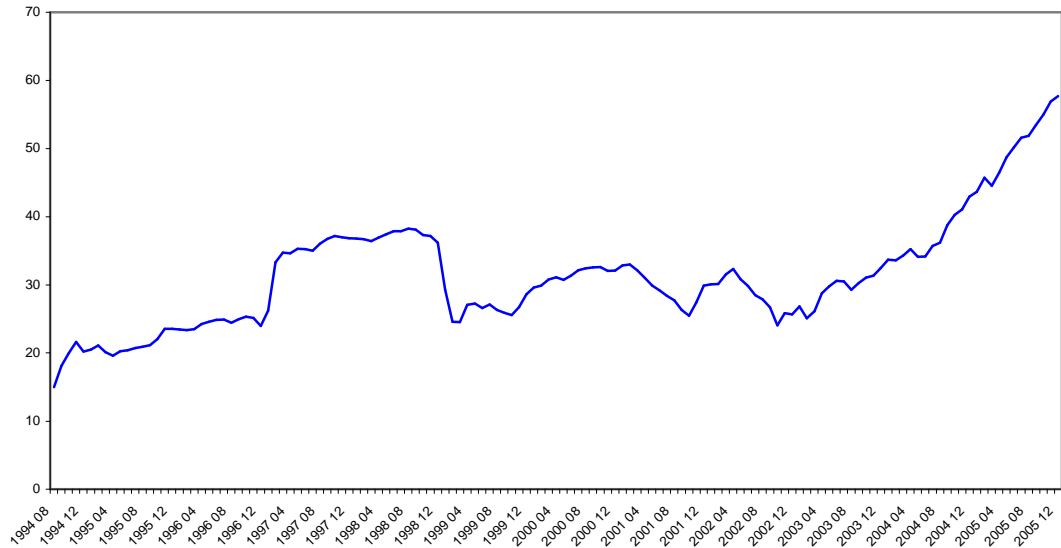
$$-\Delta s_t = -(\Delta m_t - \Delta m_t^*) + \phi(\Delta y_t - \Delta y_t^*) - \eta(\Delta i_t - \Delta i_t^*) - \Delta q_t$$

$$\Delta s_t = (\Delta m_t - \Delta m_t^*) - \phi(\Delta y_t - \Delta y_t^*) + \eta(\Delta i_t - \Delta i_t^*) + \Delta q_t \quad (A18)$$

A Equação (A18) representa o Modelo de Determinação da Taxa de Câmbio com Preços Rígidos.

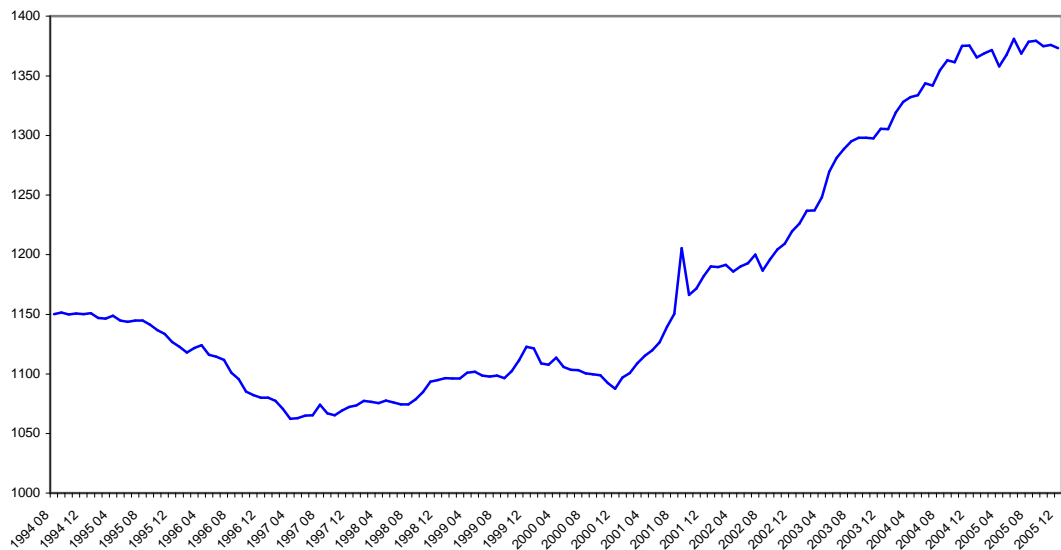
APÊNDICE B – Trajetória das variáveis determinantes da taxa de câmbio

GRÁFICO B1
M1 (Brasil) - dessazonalizado – US\$ (bilhões)
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



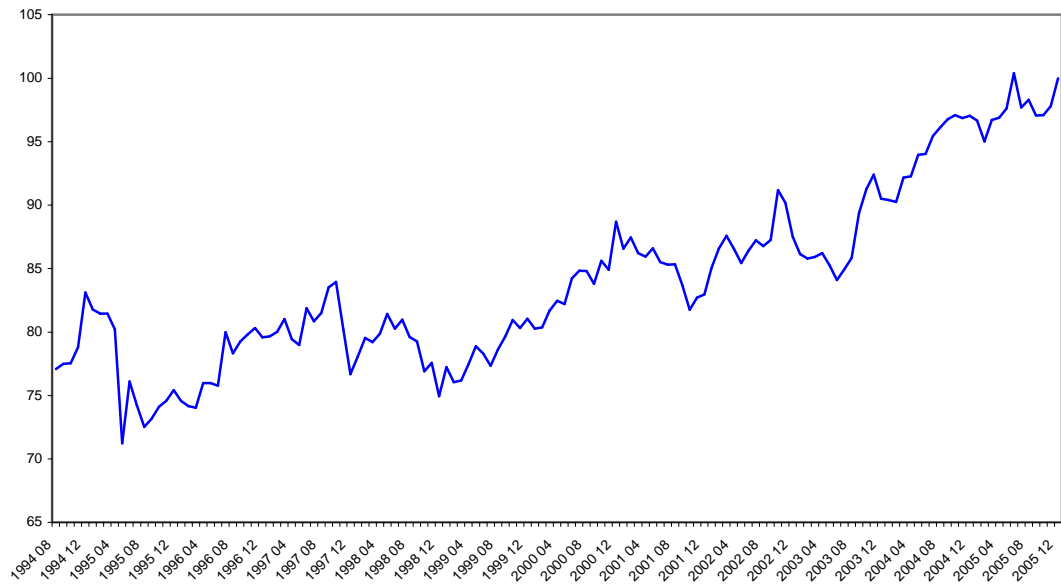
Nota: Base monetária e meios de pagamento (M1) dessazonalizada através do método X-11 Arima.
Fonte: Banco Central do Brasil

GRÁFICO B2
M1 (EUA) - dessazonalizado - US\$ (bilhões)
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



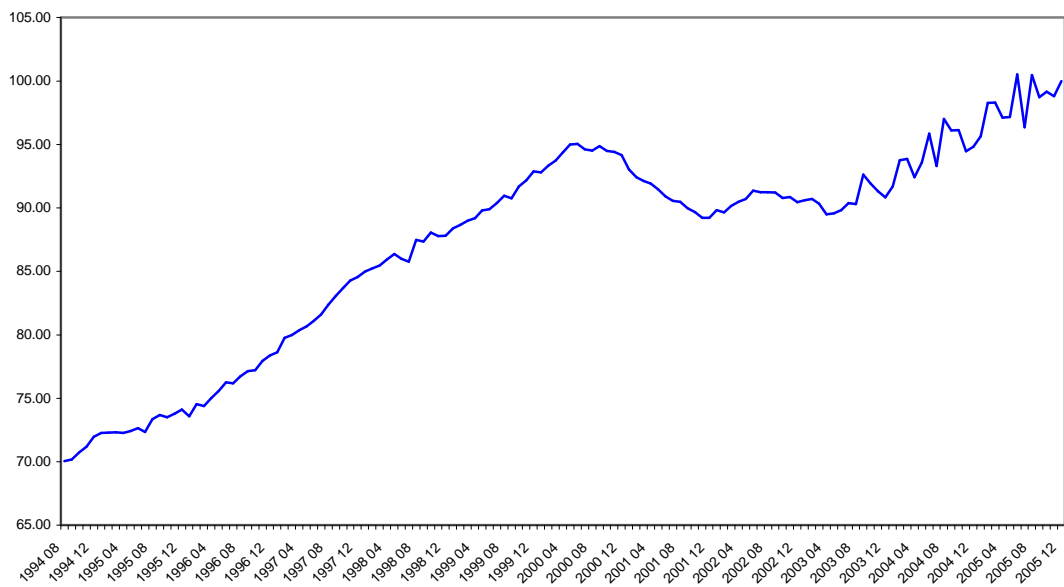
Fonte: Federal Reserve Statistical Release

GRÁFICO B3
 Produção Industrial (Brasil) – dessazonalizada (índice)
 (dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



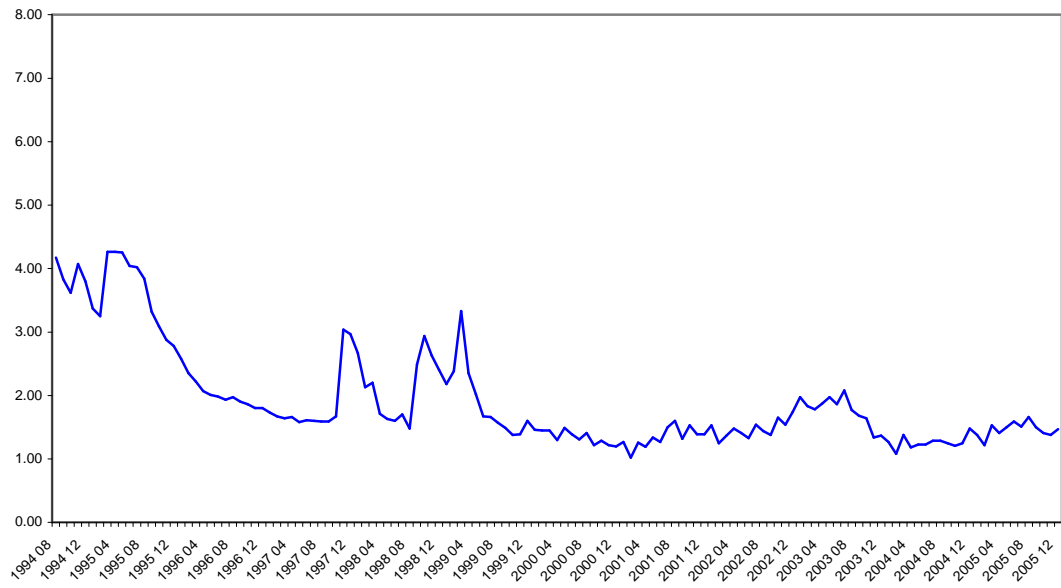
Nota: Produção Industrial (Brasil) - indústria geral - dessazonalizada - índice (2005.12=100)
 Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

GRÁFICO B4
 Produção Industrial (EUA) – dessazonalizada (índice)
 (dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



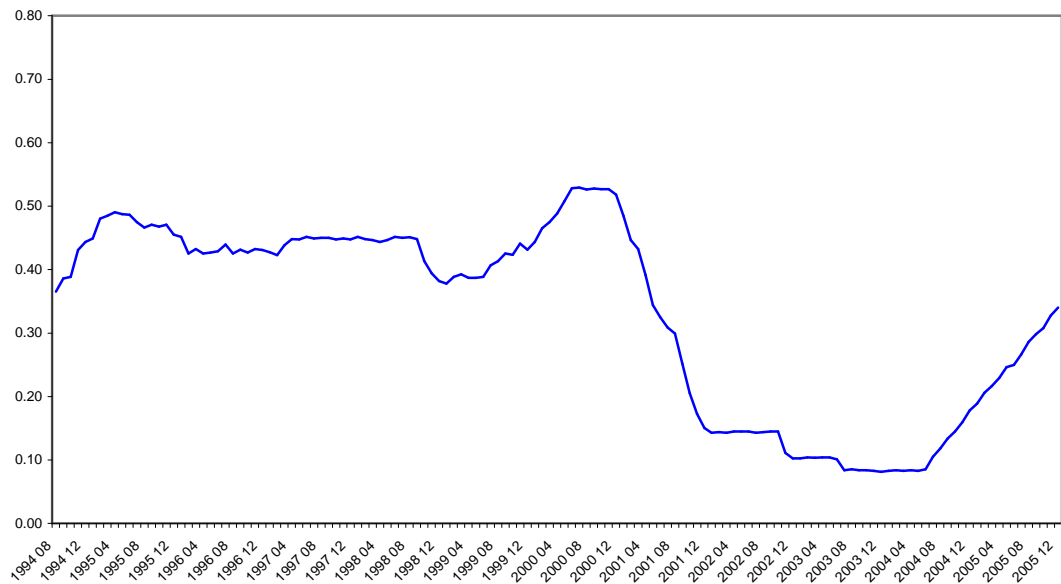
Nota: Produção Industrial (EUA) - dessazonalizada - índice (2005.12=100)
 Fonte: Fundo Monetário Internacional (International Financial Statistics)

GRÁFICO B5
Taxa de Juros (Brasil) – Over-Selic (% a.m.)
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



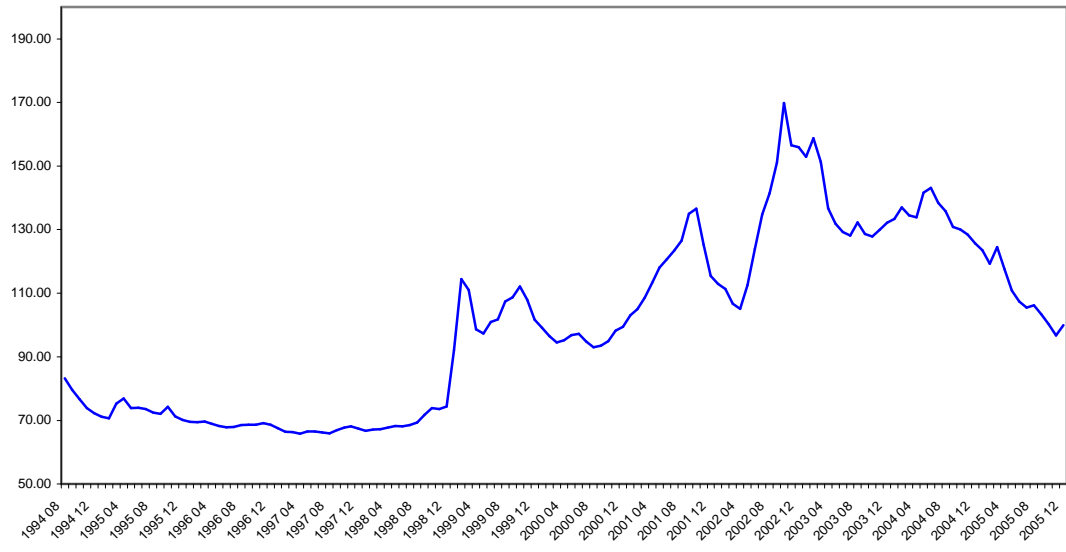
Fonte: Banco Central do Brasil

GRÁFICO B6
Taxa de Juros (EUA) – Fundos Federais (% a.m.)
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



Fonte: Fundo Monetário Internacional (International Financial Statistics)

GRÁFICO B7
Taxa de câmbio efetiva real (índice)
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



Nota: Taxa de câmbio efetiva real - IPCA - índice (2005.12=100)

Fonte: Banco Central do Brasil

APÊNDICE C – Resultados da Estimação do Modelo Monetário com Preços Flexíveis

- Estudo da estacionariedade das séries através do correlograma

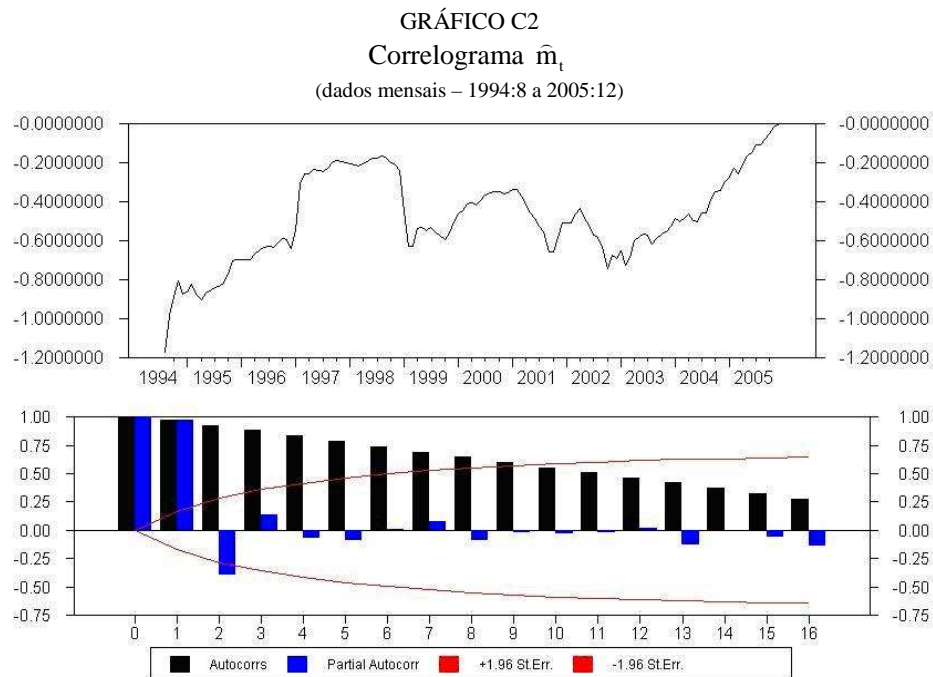
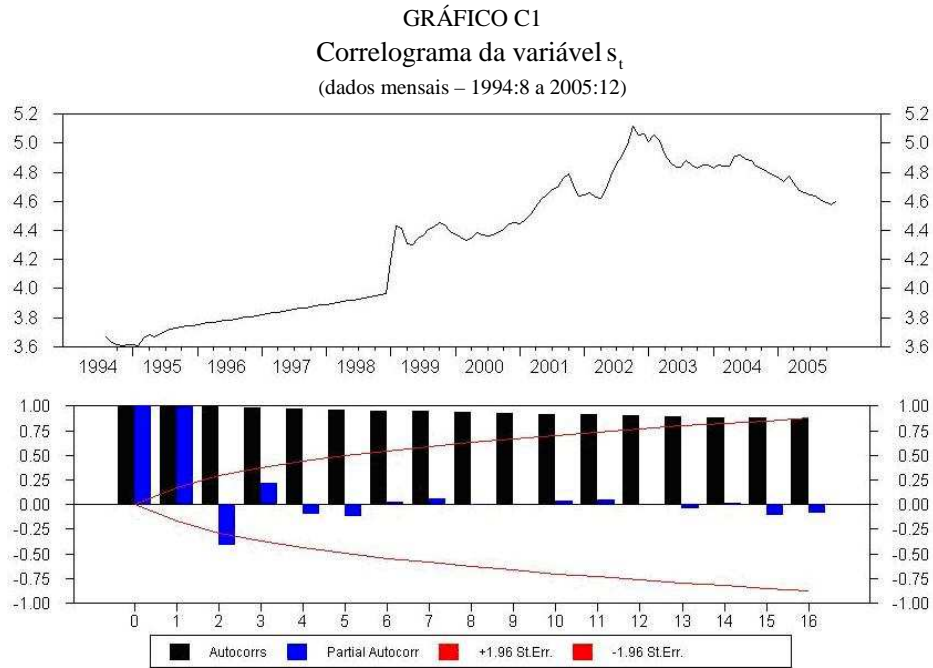
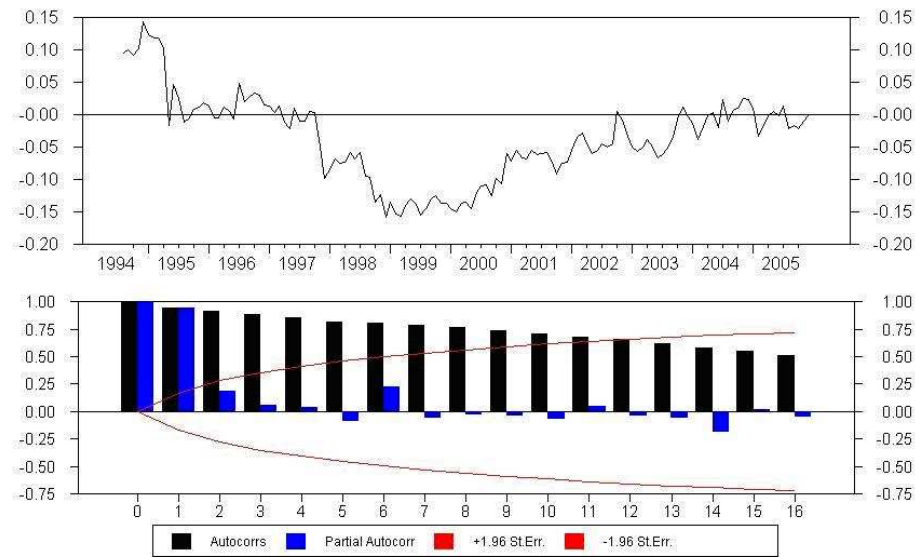


GRÁFICO C3
Correlograma \hat{y}_t

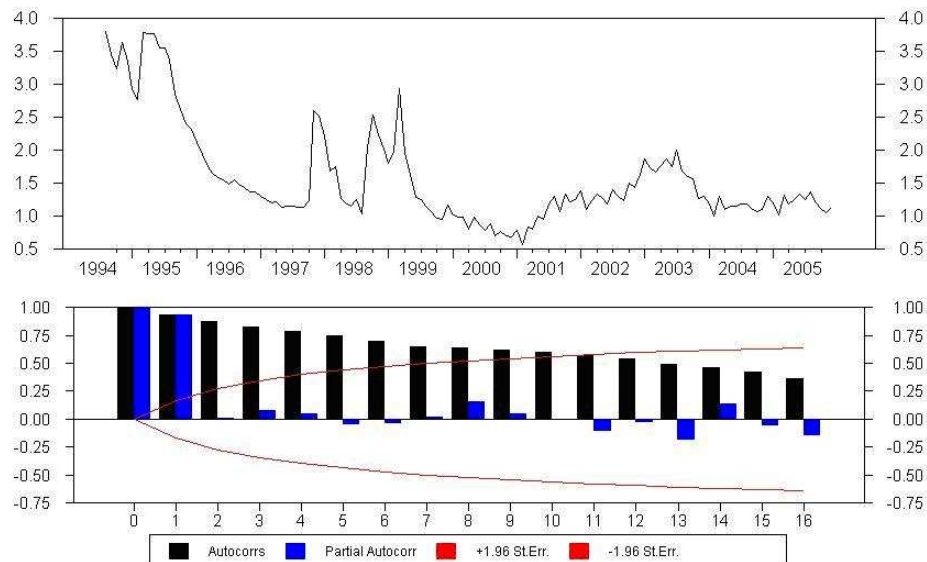
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

GRÁFICO C4
Correlograma \hat{i}_t

(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

▪ **Resultados da estimação**

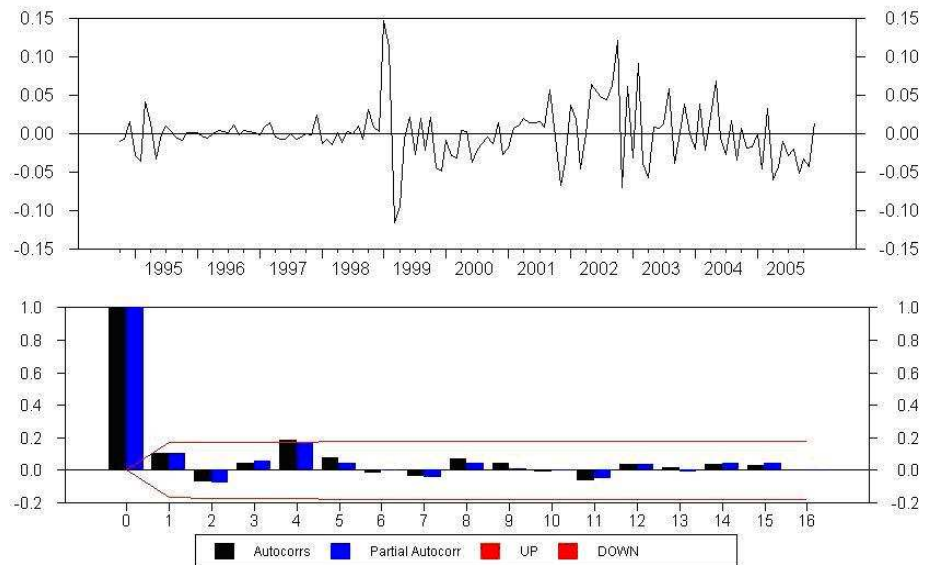
TABELA C
Estimativas do vetor auto-regressivo (preços flexíveis)
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

	\hat{i}_t	\hat{y}_t	\hat{m}_t	s_t
\hat{i}_{t-1}	0.805522 (9.0652)	-0.013697 (-1.8661)	-0.002375 (-0.1564)	-0.027185 (-2.0807)
\hat{i}_{t-2}	0.045764 (0.5257)	0.010644 (1.4803)	-0.010018 (-0.6737)	0.029795 (2.3278)
\hat{y}_{t-1}	-0.834754 (-0.7918)	0.699072 (8.0281)	0.083943 (0.4661)	-0.125464 (-0.8094)
\hat{y}_{t-2}	1.893641 (1.7618)	0.238109 (2.6820)	-0.079354 (-0.4322)	0.191202 (1.2098)
\hat{m}_{t-1}	0.431441 (0.5613)	0.091868 (1.4472)	1.292910 (9.8493)	-0.053039 (-0.4693)
\hat{m}_{t-2}	-0.431797 (-0.5794)	-0.104386 (-1.6960)	-0.345940 (-2.7180)	0.090086 (0.8222)
s_{t-1}	1.980424 (2.2573)	0.070463 (0.9723)	0.016238 (0.1083)	1.284114 (9.9544)
s_{t-2}	-1.955418 (-2.3042)	-0.067707 (-0.9659)	0.023404 (0.1614)	-0.348279 (-2.7911)
Constante	0.155886 (0.3013)	-0.019245 (-0.4503)	-0.143261 (-1.6211)	0.261686 (3.4398)
Dummy	-0.044915 (-0.3527)	0.002040 (0.1939)	-0.047336 (-2.1764)	0.059708 (3.1890)
R^2	0.8830	0.8998	0.9613	0.9936
R^2 ajustado	0.8746	0.8926	0.9585	0.9932
media variável dependente	1.5511	-0.0379	-0.4722	4.3371
erro padrão variável dependente	0.7241	0.0646	0.2150	0.4584
soma do quadrado dos resíduos	8.2166	0.0560	0.2397	0.1776
estatística Durbin-Watson	2.0056	2.1052	1.8582	1.7901

Fonte: Cálculos da autora a partir de dados da pesquisa

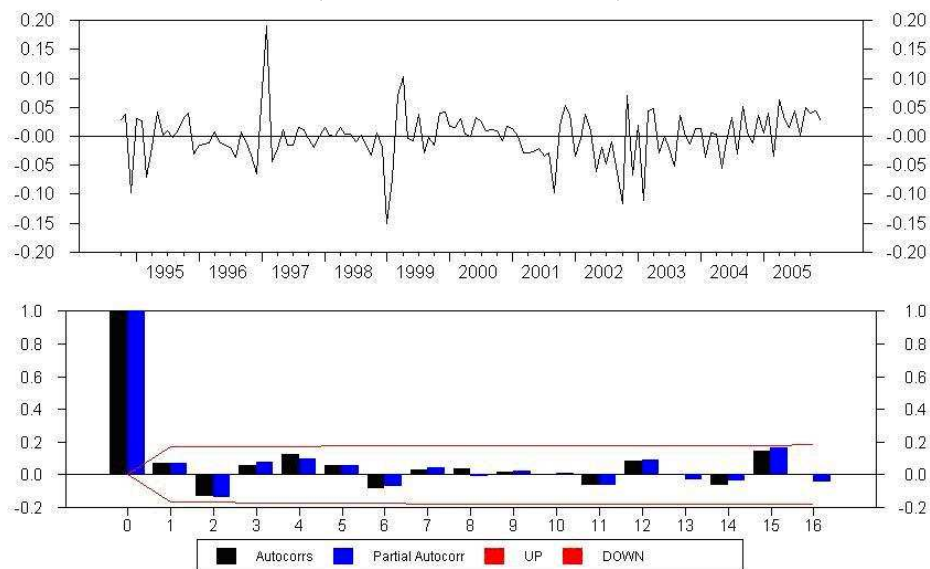
▪ **Análise residual gráfica**

GRÁFICO C5
Resíduo do VAR para s_t
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



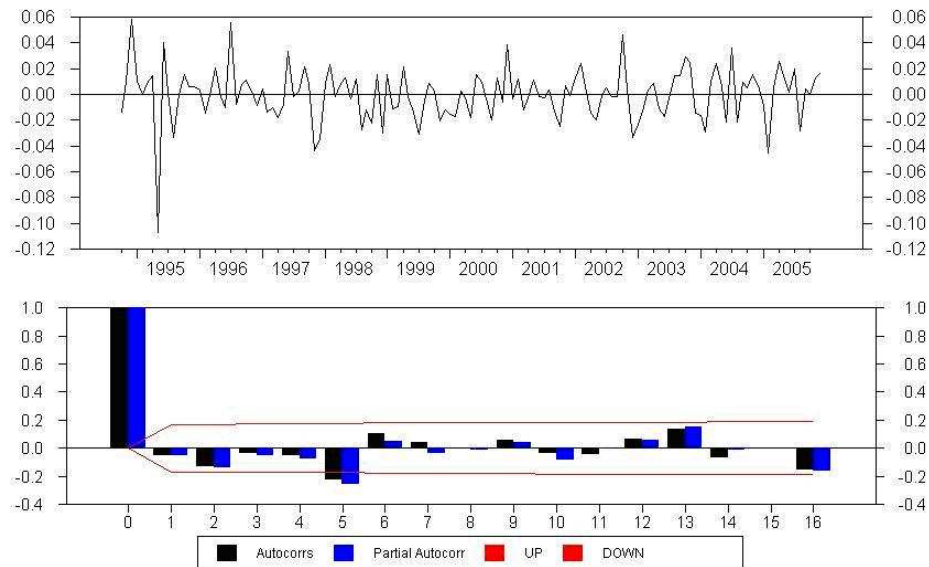
Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

GRÁFICO C6
Resíduo do VAR para \hat{m}_t
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



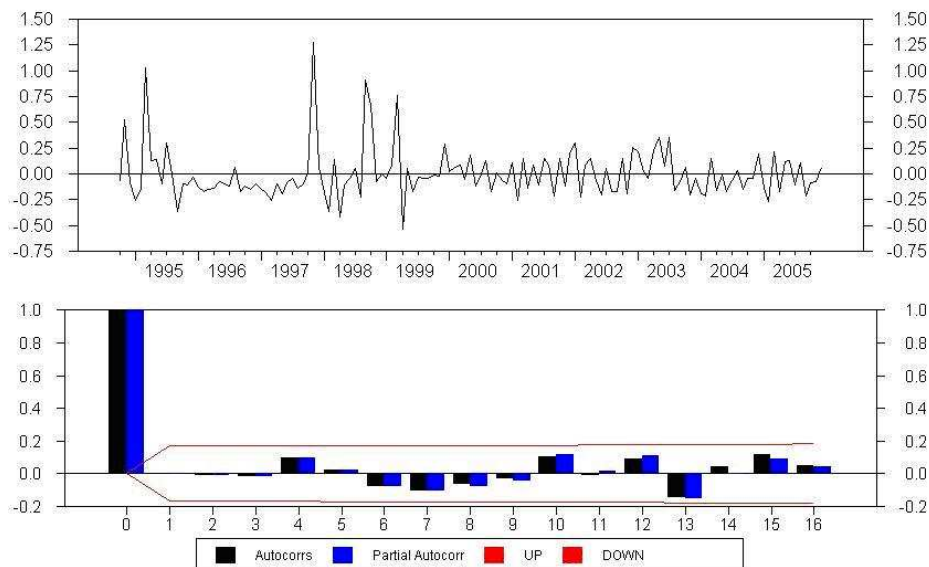
Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

GRÁFICO C7
Resíduo do VAR para \hat{y}_t
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

GRÁFICO C8
Resíduo do VAR para \hat{i}_t
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

APÊNDICE D – Resultados da Estimação do Modelo Monetário Com Preços Rígidos

- Estudo da estacionariedade das séries através do correlograma (em primeira diferença)

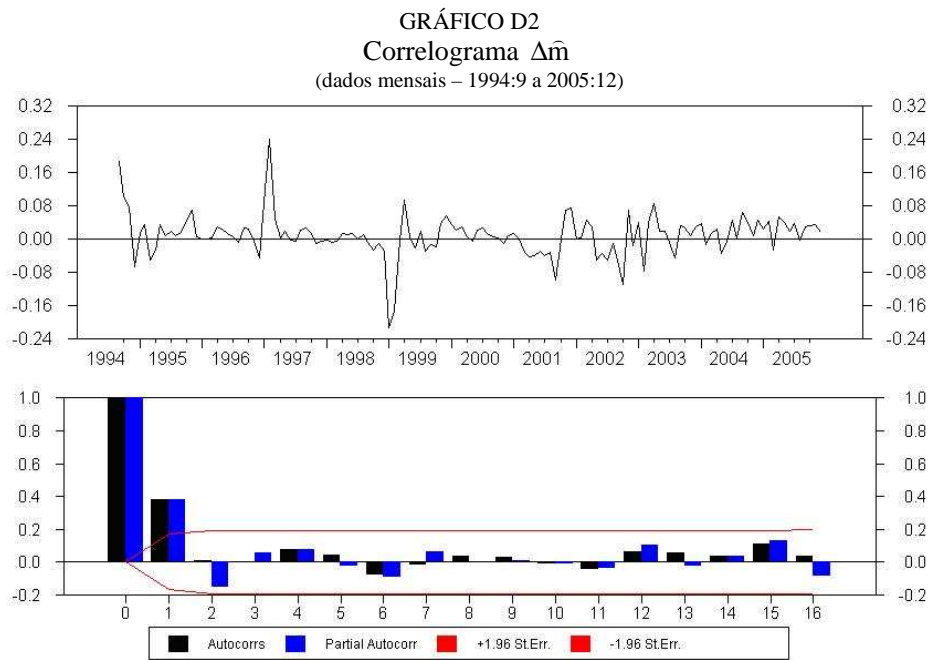
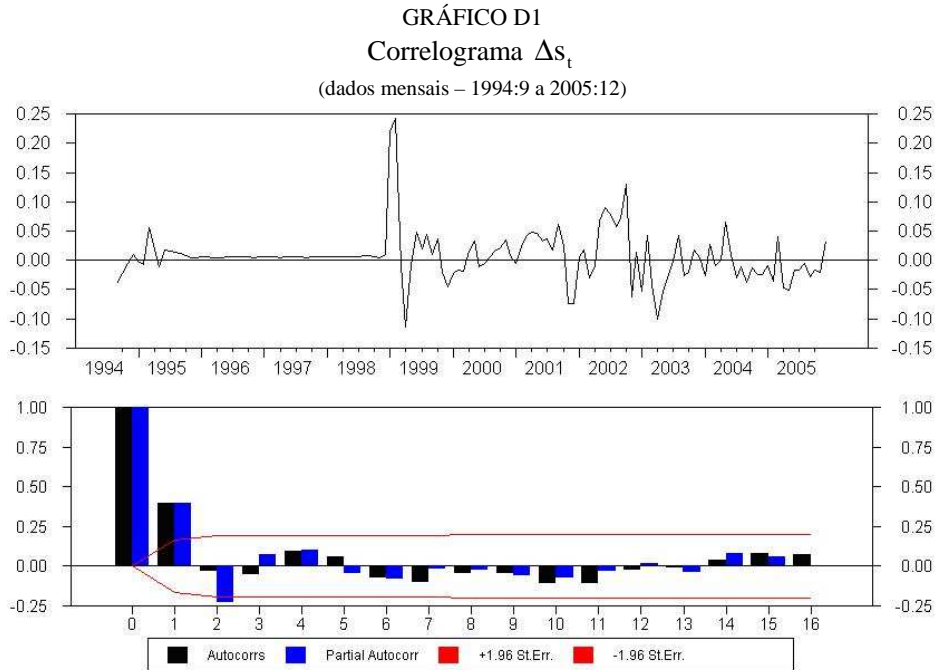
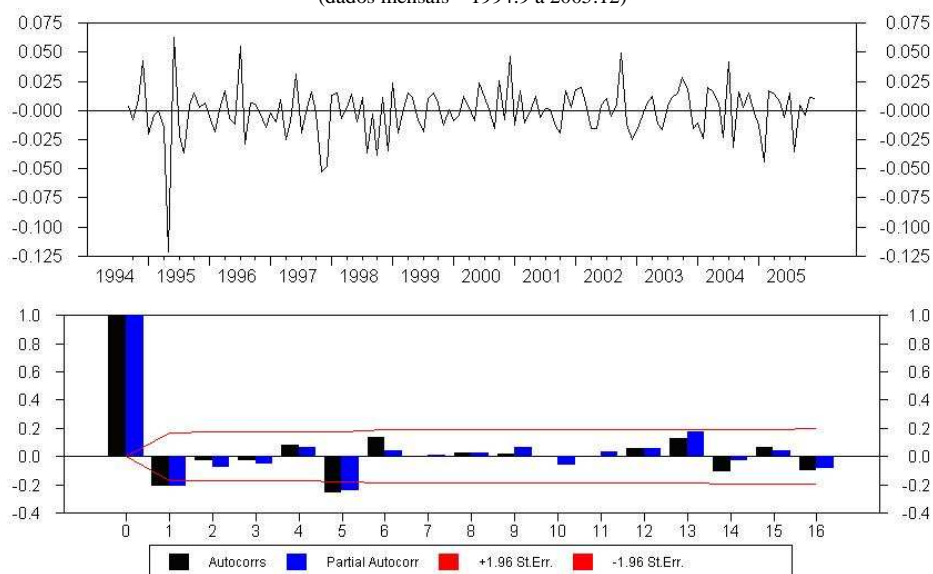


GRÁFICO D3
Correlograma $\Delta\hat{y}_t$

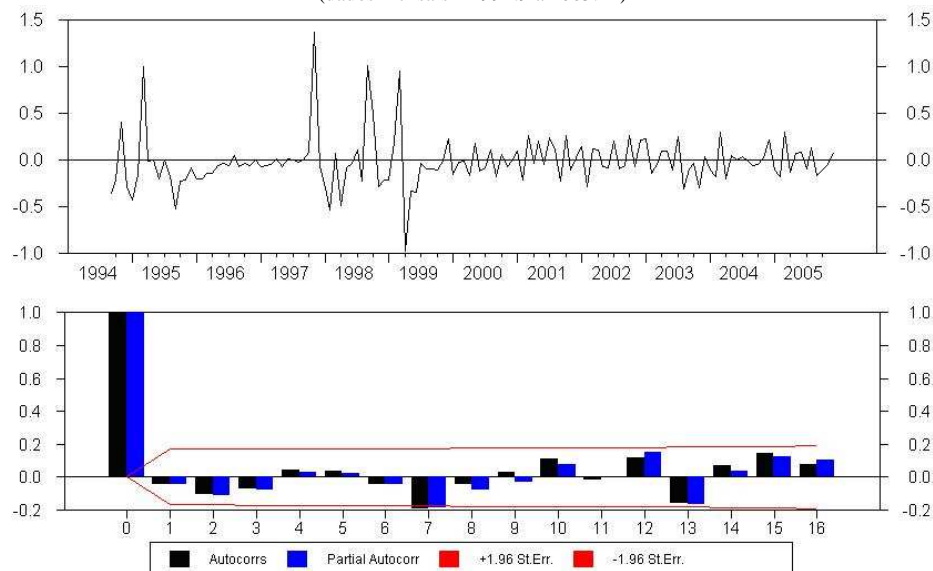
(dados mensais – 1994:9 a 2005:12)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

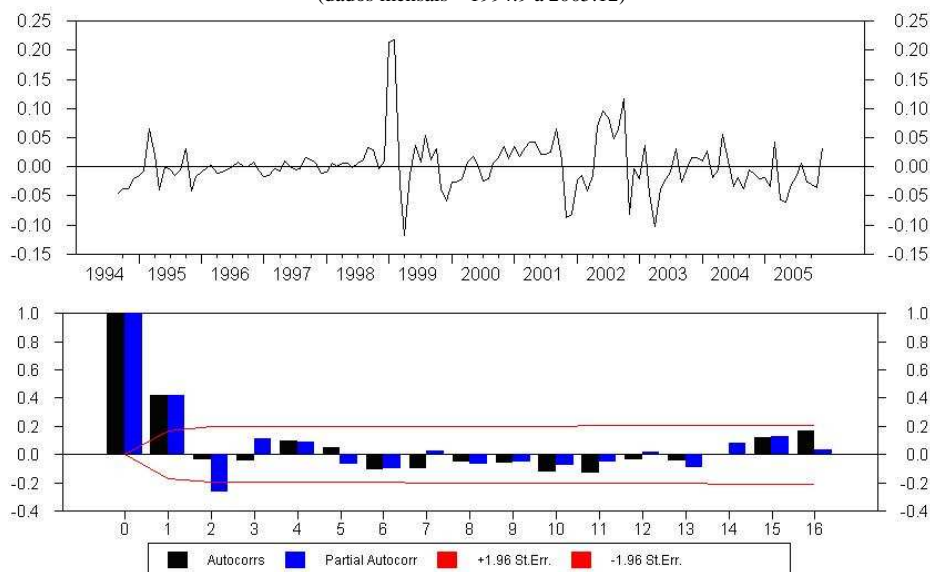
GRÁFICO D4
Correlograma $\Delta\hat{i}_t$

(dados mensais – 1994:9 a 2005:12)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

GRÁFICO D5
Correlograma da variável Δq_t
(dados mensais – 1994:9 a 2005:12)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

▪ Resultados da estimação

TABELA D
Estimativas do vetor auto-regressivo (preços rígidos)
(dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

	Δq_t	$\Delta \hat{i}_t$	Δs_t	$\Delta \hat{y}_t$	$\Delta \hat{m}_t$
Δq_{t-1}	0.995679 (3.6494)	3.063679 (1.6513)	0.680888 (2.5107)	-0.160311 (-1.0828)	-0.633508 (-2.0430)
$\Delta \hat{i}_{t-1}$	-0.036961 (-2.9055)	-0.088060 (-1.0180)	-0.037196 (-2.9416)	-0.011827 (-1.7133)	0.011563 (0.7998)
Δs_{t-1}	-0.548357 (-2.0204)	-1.079594 (-0.5849)	-0.226835 (-0.8408)	0.239596 (1.6268)	0.590632 (1.9147)
$\Delta \hat{y}_{t-1}$	-0.199334 (-1.2805)	-0.826633 (-0.7809)	-0.193034 (-1.2475)	-0.260376 (-3.0823)	0.147915 (0.8360)
$\Delta \hat{m}_{t-1}$	0.006234 (0.0544)	0.808040 (1.0363)	0.001009 (0.0089)	0.093078 (1.4959)	0.324982 (2.4937)
Constante	0.001698 (0.2679)	-0.032448 (-0.7526)	0.007342 (1.1651)	-0.010156 (-2.9518)	0.004418 (0.6131)
Dummy	0.002485 (0.3436)	0.016153 (0.3285)	-0.000511 (-0.0710)	0.010841 (2.7624)	-0.004508 (-0.5484)
ε_{t-1}	0.070891 (1.0558)	-0.810512 (-1.7752)	0.015923 (0.2386)	0.031160 (0.8552)	0.052661 (0.6901)
R^2	0.2535	0.1068	0.2422	0.1374	0.1861
R^2 ajustado	0.2124	0.0576	0.2005	0.0898	0.1413
media variável dependente	0.0016	-0.0171	0.0071	-0.0007	0.0072
erro padrão variável dependente	0.0439	0.2729	0.0433	0.0221	0.0477
soma do quadrado dos resíduos	0.1928	8.9161	0.1905	0.0567	0.2490
estatística Durbin-Watson	1.8395	2.0218	1.8461	2.1388	1.8999

Fonte: Cálculos da autora a partir de dados da pesquisa

- **Análise residual gráfica**

GRÁFICO D6
Resíduo do VAR para Δs_t
(dados mensais – 1994:9 a 2005:12)

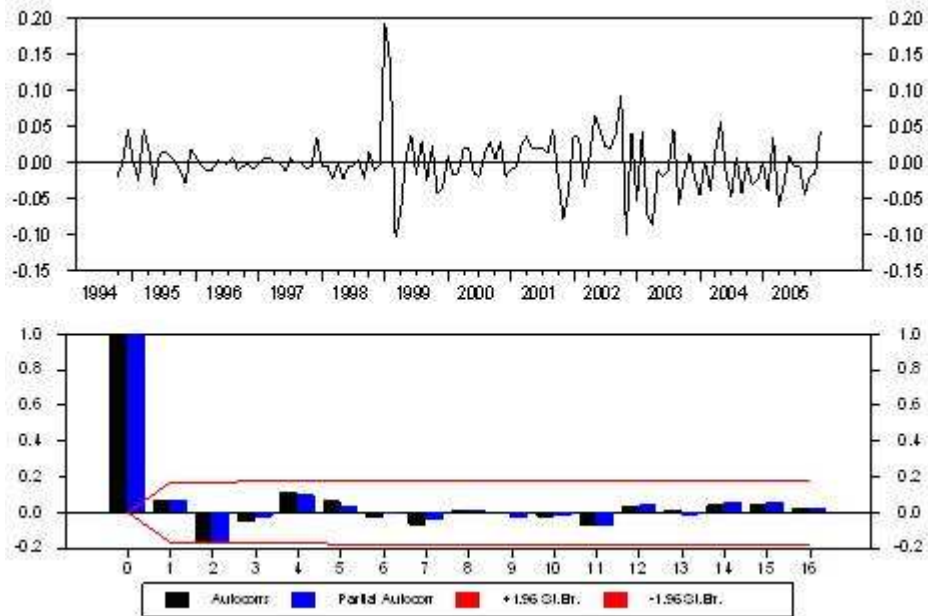


GRÁFICO D7
Resíduo do VAR para $\Delta \hat{m}$
(dados mensais – 1994:9 a 2005:12)

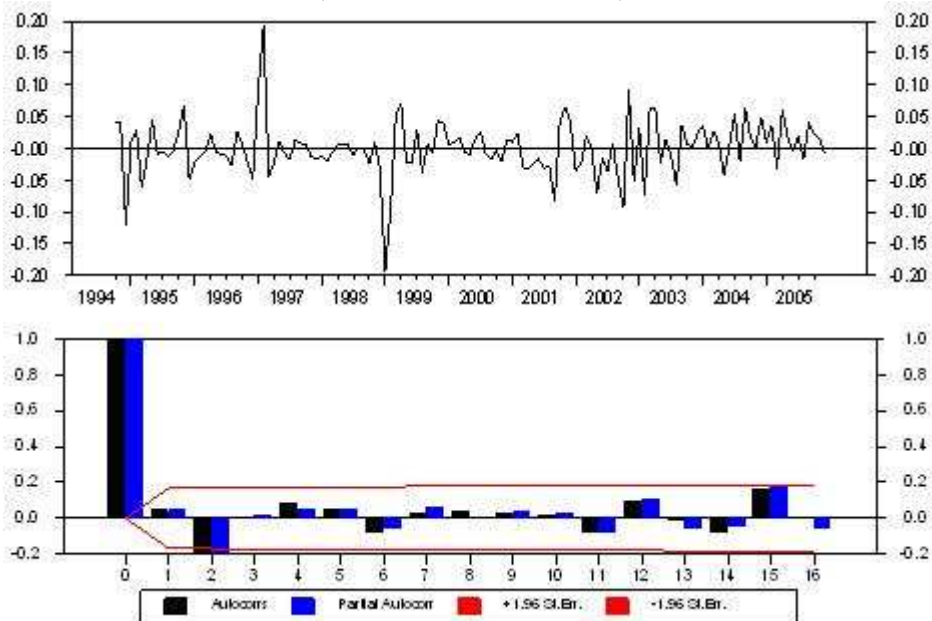
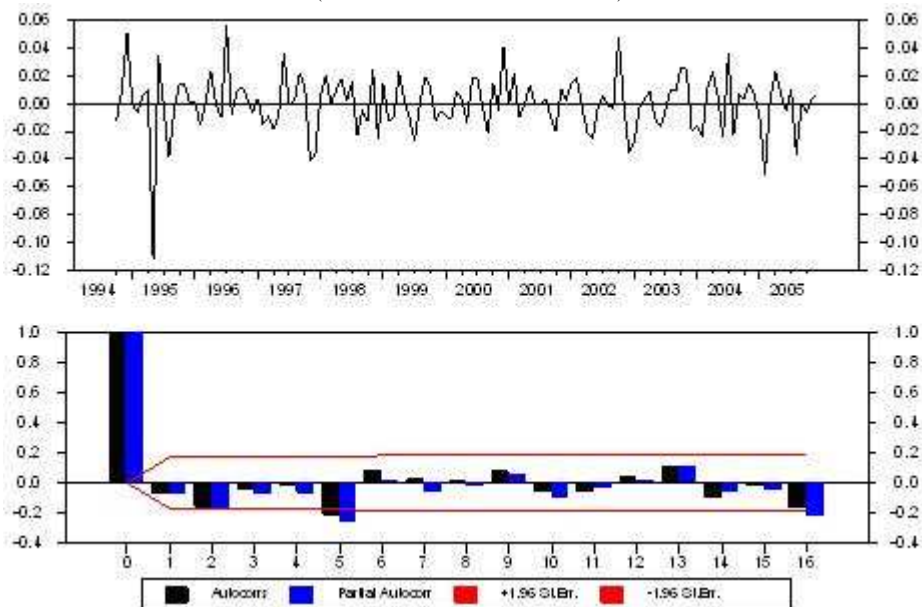
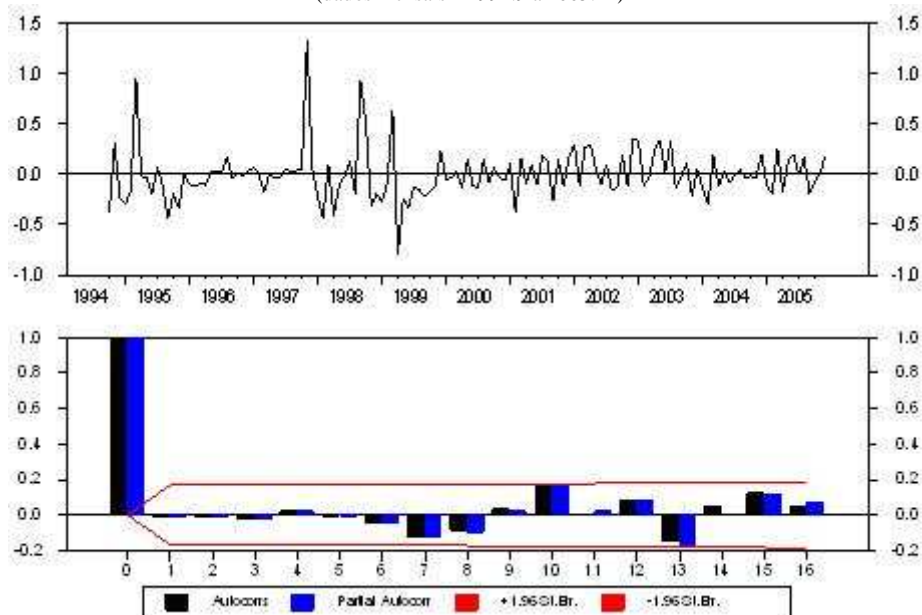


GRÁFICO D8
Resíduo do VAR para $\Delta\hat{y}_t$
(dados mensais – 1994:9 a 2005:12)



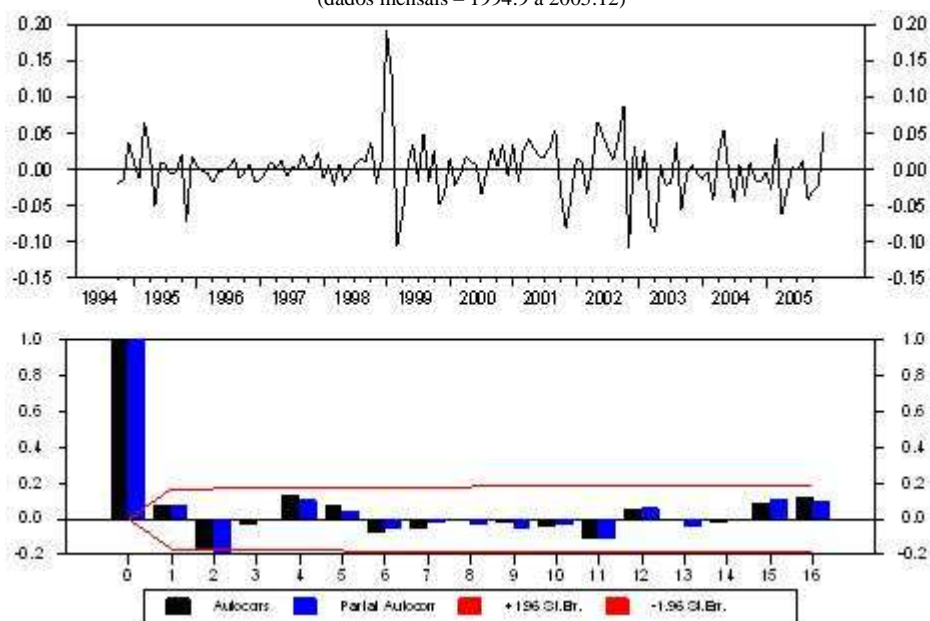
Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

GRÁFICO D9
Resíduo do VAR para $\Delta\hat{i}_t$
(dados mensais – 1994:9 a 2005:12)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

GRÁFICO D10
Resíduo do VAR para Δq_t
(dados mensais – 1994:9 a 2005:12)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.